

**ANNALES
DE
L'AMÉLIORATION
DES
PLANTES**

VOLUME 16

1966
TRIMESTRIEL

NUMÉRO 3



**INSTITUT NATIONAL DE LA RECHERCHE
AGRONOMIQUE**

AAP16.3

AVIS AUX LECTEURS

Les Annales publiées par l'I. N. R. A. comportent les huit séries suivantes :

- ANNALES AGRONOMIQUES.** — Agronomie générale et science du sol. — 6 fascicules par an.
ANNALES DE PHYSIOLOGIE VÉGÉTALE. — 4 fascicules par an.
ANNALES DE L'AMÉLIORATION DES PLANTES. — 4 fascicules par an.
ANNALES DES ÉPIPHYTIES. — Pathologie végétale, zoologie agricole, phytopharmacie. — 4 fascicules par an.
ANNALES DE L'ABEILLE. — 4 fascicules par an.
ANNALES DE ZOOTECHNIE. — 4 fascicules par an.
ANNALES DE TECHNOLOGIE AGRICOLE. — 4 fascicules par an.
ANNALES DE BIOLOGIE ANIMALE, BIOCHIMIE, BIOPHYSIQUE. — 4 fascicules par an.

AUTRES PUBLICATIONS RÉCENTES de l'I. N. R. A.

- Monographie des principales variétés de Pêchers. Période d'études : 1950-1962,** par J. Hugard et R. Saunier.
 368 p., 1966..... Franco 48,00 F
- Étude des communautés mycopéricarpiques du caryopse de blé,** par J. Ponchet.
 111 p., 1966..... Franco 16,00 F
- Contribution à l'étude des protéines de Blé. Influence des facteurs génétiques, agronomiques et technologiques,** par P. Feillet.
 94 p., 1965 Franco 16,00 F
- Quelques aspects des relations nutritionnelles entre la gestation et la lactation chez la Truie,** par E. Salmon-Legagneur.
 137 p., 1965 Franco 21,00 F
- Physiologie nutritionnelle et sevrage des Porcelets. Séminaire international organisé par l'Institut national de la Recherche agronomique. Paris, 23-25 septembre 1964,** publié par E. Salmon-Legagneur et A. Aumaitre,
 236 p., 1965 Franco 24,00 F
- Compte rendu du colloque sur « le problème des oiseaux sur les aérodromes ». Nice, 25-27 novembre 1963,** publié par R. G. Busnel et J. Giban.
 328 p., 1965 Franco 42,00 F
- La classification des minéraux argileux,** par G. Pedro.
 108 p., 1965 Franco 23,00 F
- Identification d'une nouvelle maladie à virus de la vigne « la flavescence dorée ». Étude des phénomènes de localisation des symptômes et de rétablissement,** par A. Caudwell.
 193 p., 1965 Franco 25,00 F
- Les variétés d'Avoine cultivées en France,** par C. Moule.
 404 p., 1964 Franco 53,00 F
- L'eau et la production végétale.**
 450 p., 1963 Franco 40,00 F
- Les maladies des plantes maraîchères. Volume I,** par C. M. Messiaen et R. Lafon.
 153 p., 57 fig., 1963 Franco 21,00 F
- Les maladies des plantes maraîchères. Volume II,** par C. M. Messiaen et R. Lafon.
 176 p., 57 fig., 1965 Franco 26,00 F

Les commandes doivent être adressées au Service des Publications de l'Institut national de la Recherche agronomique, route de Saint-Cyr, 78-Versailles.

Règlement : par chèque bancaire à l'ordre du Régisseur des Publications, par virement postal à son compte courant : Paris 9064-43 sans mentionner d'adresse ou par bons U. N. E. S. C. O.

Les demandes peuvent être souscrites également par l'intermédiaire des libraires dans les conditions habituelles.

A Paris, bureau de vente 11, rue Jean Nicot (7^e)



**ANNALES
DE
L'AMÉLIORATION
DES
PLANTES**

VOLUME 16

1966

NUMÉRO 3

INSTITUT NATIONAL DE LA RECHERCHE AGRONOMIQUE

149, rue de Grenelle - PARIS-7^e



Reproduction, même partielle, interdite sans autorisation des
auteurs et de l'Institut national de la Recherche agronomique,
à l'exception des sommaires et résumés.

NOUVELLES DONNÉES A PROPOS DE L'ÉTUDE D'UN CROISEMENT DIALLÈLE, CHEZ L'ORGE

A. BERBIGIER

Station d'Amélioration des Plantes,
Centre de Recherches agronomiques du Massif central, 63 - Clermont-Ferrand

SOMMAIRE

L'étude d'un croisement diallèle impliquant quatre variétés d'Orge de printemps, *Piroline Rika*, *Carlsberg II*, *Proctor*, a été poursuivie.

Les analyses qui font l'objet de cet article exploitent les résultats d'un essai semé à densité « de culture », où figuraient les quatre parents et les six « F_2 mélanges », issues de F_2 sans sélection. Nous avons étudié le mode d'action des gènes contrôlant le rendement ; nous avons estimé et éprouvé les effets de valeur-hybride générale et de valeur-hybride spécifique. Nous avons employé, successivement, la méthode d'analyse de HAYMAN (HAYMAN, 1954) et celle des méthodes de GRIFFING appropriée à la nature de l'essai (GRIFFING, 1956).

Les résultats obtenus sont discutés et l'application de l'analyse diallèle à l'amélioration du rendement est envisagée.

INTRODUCTION

Les études qui concernent les caractères à variation continue, chez les Céréales autogames, sont encore peu nombreuses. Nous citerons, à propos du Blé, celles de WHITEHOUSE et al. (1958), de LUPTON (1961), d'ÉCOCHARD et HUET (1961), de KRONSTADT et FOOTE (1964), à propos de l'Orge, celles de JOHNSON et RUSTEM (1959). Ceci n'est guère surprenant car elles font appel à des méthodes d'analyse biométrique dont l'emploi peut sembler délicat. D'autre part, l'appareil expérimental de ces études est, souvent, assez lourd ; des analyses chimiques nombreuses sont nécessaires lorsqu'on étudie la qualité, des essais comparatifs répétés lorsqu'on étudie le rendement. Cependant, ces recherches sont nécessaires à l'avancement de nos connaissances en matière d'hérédité des caractères à variation continue, avancement qui conditionne le progrès de nos méthodes d'amélioration de ces caractères.

Désirant apporter une contribution à ces recherches, nous avons entrepris, à partir de 1959, l'étude de l'hérédité de deux caractères à variation continue, chez l'Orge : le poids d'un grain et le rendement. Cette étude a été envisagée comme

une recherche de base et n'implique aucun objectif d'amélioration. Le support expérimental de notre travail a été un croisement diallèle qui fait intervenir quatre variétés d'Orge de printemps, *Piroline*, *Rika*, *Carlsberg II*, *Proctor*. Les premiers résultats obtenus (BERBIGIER, 1964) ont présenté un intérêt suffisant pour nous engager à poursuivre. Nous apportons, dans cet article, de nouveaux résultats ; nous nous sommes limités, cette fois, à l'étude du rendement.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Nous avons indiqué, dans notre précédent article, les généalogies des parents de notre croisement diallèle. Ces parents ont des filiations différentes et ne peuvent, donc, être considérés comme des échantillons géniques d'une population de base constituée par un même croisement originel.

Nous avons réalisé, en 1965, un essai en blocs comportant douze répétitions. Dans cet essai, figuraient les quatre parents de notre croisement diallèle et les six « F_3 mélanges », issues de F_2 sans sélection. Les parcelles d'essai avaient une surface de 5,25 m² et nous avons semé 133 grains par m².

Utilisant les résultats de cet essai, nous avons étudié le mode d'action des gènes contrôlant le rendement, nous avons estimé et éprouvé les effets de valeur-hybride générale et de valeur-hybride spécifique. Nous avons employé deux méthodes d'analyse :

la méthode de HAYMAN (HAYMAN, 1954),
une des méthodes de GRIFFING (GRIFFING, 1956).

La méthode d'analyse de HAYMAN est fondée sur l'étude de la régression de la covariance des familles, W_r , par rapport à leur variance, V_r (une famille comportant un des parents et les croisements où il figure). Comme dans notre premier article, nous n'avons pas analysé la variance de la table diallèle des rendements ; nous nous sommes bornés à extraire les informations contenues dans le graphique figurant la régression de W_r en V_r . Nous avons explicité, dans notre précédent article, les informations que fournit ce graphique.

Cependant, une remarque doit être faite : l'article original de HAYMAN concerne des études de F_1 . Que se passe-t-il lorsqu'on utilise des « F_3 mélanges » ?

HAYMAN donne la représentation algébrique suivante du phénotype d'un individu F_1 , pour un caractère quantitatif :

$$\frac{1}{2} \sum d_i (\Theta_{ri} + \Theta_{si}) + h_i (1 - \Theta_{ri} \Theta_{si})$$

Θ_{si} et Θ_{ri} sont les génotypes des deux parents au locus i ; ils peuvent prendre les valeurs $+1$ et -1 ; d_i et h_i concernent le locus i et ont les significations phénotypiques qui leur ont été attribuées par MATHER ; d représente la demi-différence entre deux parents homozygotes différents, h la déviation de l'hétérozygote par rapport au parent moyen. Le signe Σ somme les expressions phénotypiques de tous les gènes contrôlant le caractère.

Dans ce système de notation, la représentation algébrique du phénotype d'un individu F_3 est :

$$\frac{1}{2} \sum d_i (\Theta_{ri} + \Theta_{si}) + \frac{1}{4} h_i (1 - \Theta_{ri} \Theta_{si})$$

Les expressions de la variance et de la covariance d'une famille deviennent :

$$V_r = \frac{1}{4} D - \frac{1}{16} F_r + \frac{1}{64} H_1$$

$$W_r = \frac{1}{2} D - \frac{1}{16} F_r$$

Les quantités D , F_r , H_1 conservent les valeurs qui leur ont été attribuées par HAYMAN :

$$D = \sum d_i^2 (1 - w_i^2)$$

$$F_r = 2 \sum h_i d_i \Theta_{ri} (1 - w_i^2)$$

$$H_1 = \sum h_i^2 (1 - w_i^2)$$

w_i a la signification suivante : u_i étant la fréquence des parents homozygotes positifs au locus i (pour lesquels $\Theta_i = +1$), v_i la fréquence des parents homozygotes négatifs à ce même locus (pour lesquels $\Theta_i = -1$), $w_i = u_i - v_i$ représente la moyenne des génotypes parentaux Θ_i .

L'utilisation de « F_3 mélanges » au lieu de F_1 modifie l'interprétation du graphique figurant la régression de W_r en V_r , en ce qui concerne la mesure de la dominance. La différence $W_r - V_r$, qui est égale à $\frac{1}{4}(D - H_1)$ lorsqu'on utilise des F_1 , devient égale à $\frac{1}{4}(D - \frac{1}{16}H)$ lorsqu'on utilise des « F_3 mélanges ».

En l'absence de dominance, nous avons $h_i = 0$ et $W_r - V_r = \frac{1}{4}D$. La droite de régression est tangente à la parabole limite et coupe l'axe des W_r en un point dont l'ordonnée est égale à $\frac{1}{4}D$. Il n'y a pas de modification par rapport à l'analyse « F_1 ».

Si la dominance est complète, nous avons

$$|h_i| = d_i, \quad H_1 = D = \sum d_i^2 (1 - w_i^2), \quad W_r - V_r = \frac{15}{64}D.$$

La droite de régression coupe l'axe des W_r en un point dont l'ordonnée est égale à $\frac{15}{64}D$.

Utilisant la notation du graphique qui figure au paragraphe « Résultats » (O est l'origine, B le point où la tangente à la parabole de pente $+1$ coupe l'axe des W_r , A le point où la droite de régression coupe ce même axe), nous avons, dans le cas de dominance complète :

$$\frac{AB}{OB} = \frac{1}{16}$$

Dans le cas de superdominance, $|h_i|$ est plus grand que d_i et le rapport $\frac{AB}{OB}$ a une valeur supérieure à $\frac{1}{16}$.

Dans l'analyse « F_1 », le cas de dominance complète correspondait à une droite de régression passant par l'origine et le cas de superdominance à une droite de régression coupant l'axe des W_r au-dessous de l'origine.

En ce qui concerne l'analyse selon GRIFFING, le choix de la méthode appropriée nous a été dicté par la nature de notre matériel expérimental et par les objectifs poursuivis.

Notre essai comportait les parents et une série de « F_3 mélanges », mais non la série réciproque (hypothèse : il n'y a pas d'effets réciproques).

D'autre part, pour reprendre les termes mêmes de GRIFFING, nous désirions « estimer les effets de valeur-hybride et des écarts-types permettant de tester les différences entre ces effets ».

Le schéma d'analyse approprié est celui correspondant au modèle I (EISENHART, 1947) de la méthode 2 (GRIFFING, 1956).

Le modèle mathématique, pour l'analyse de valeur-hybride, se présente comme suit :

$$x_{ij} = u + g_i + g_j + s_{ij} + \frac{1}{b} \sum_k e_{ijk} \quad \begin{cases} i, j = 1, \dots, p \\ k = 1, \dots, b \end{cases}$$

x_{ij} représente une moyenne variétale quelconque, u est l'effet « population » moyen, g_i et g_j sont les effets de valeur-hybride générale pour les i ième et j ième parents, s_{ij} l'effet de valeur-hybride spécifique pour le croisement entre ces parents (tel que $s_{ij} = s_{ji}$), e_{ijk} l'effet « milieu » particulier à la ijk ième observation (génotype ij dans le k ième bloc).

Pour les épreuves de signification, il est seulement nécessaire de supposer que les quantités e_{ijk} sont distribuées normalement, leur moyenne étant zéro et leur variance celle de l'erreur dans l'analyse « blocs ». Nous vérifierons, un peu plus loin, qu'il n'y a pas eu d'interaction génotype $\times$ environnement dans l'étendue de notre essai.

Les restrictions suivantes sont imposées :

$$\begin{aligned} \sum_i g_i &= 0 \\ \sum_j s_{ij} + s_{ii} &= 0 \text{ (pour chaque valeur de } i) \end{aligned}$$

RÉSULTATS

Nous donnons ci-après, dans le tableau 1, le code de notre essai, dans le tableau 2, les rendements parcellaires en K., dans le tableau 3, le classement des « variétés » d'après leurs rendements parcellaires moyens.

TABLEAU 1

Numéros de code	« Variétés »
1	<i>Proctor</i> × <i>Carlsberg II</i>
2	<i>Rika</i> × <i>Piroline</i>
3	<i>Carlsberg II</i> × <i>Rika</i>
4	<i>Piroline</i>
5	<i>Proctor</i>
6	<i>Proctor</i> × <i>Rika</i>
7	<i>Proctor</i> × <i>Piroline</i>
8	<i>Carlsberg II</i> × <i>Piroline</i>
9	<i>Rika</i>
10	<i>Carlsberg II</i>

TABLEAU 2

Rendements parcellaires, en K

Variétés	Blocs											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	1,82	1,87	2,10	1,83	1,92	1,63	1,90	1,94	1,79	1,91	2,19	2,01
2	2,13	1,98	2,20	2,07	1,98	2,14	2,28	2,29	2,22	2,21	2,36	2,54
3	1,84	1,94	2,00	1,82	1,88	1,88	2,19	2,09	1,90	1,87	2,22	2,09
4	1,90	1,99	2,20	1,97	1,93	1,95	2,19	2,28	2,33	2,22	2,60	2,61
5	1,88	1,93	1,98	1,73	1,76	1,99	1,97	1,94	1,95	2,16	2,24	2,03
6	2,09	2,58	2,23	2,11	1,97	1,86	2,10	2,09	1,70	2,07	2,27	2,41
7	2,13	2,16	2,33	2,16	2,11	2,22	2,23	2,34	2,06	2,47	2,52	2,33
8	1,85	2,32	2,16	1,94	2,16	1,82	1,66	2,15	2,22	1,69	2,44	2,26
9	1,95	1,94	2,14	2,09	1,76	1,80	2,00	1,92	2,21	2,05	2,15	2,41
10	1,55	1,76	1,82	1,72	1,53	1,55	1,60	1,70	1,71	1,63	1,77	2,06

Le tableau 4 présente l'analyse de la variance et le tableau 5 la comparaison des variances à l'aide du critère F de SNEDECOR.

La comparaison des « variétés » à l'aide du critère de DUNCAN permet de distinguer sept groupes de signification, qui interfèrent (tabl. 6).

Avant que nous puissions effectuer l'analyse selon HAYMAN, certaines vérifications d'hypothèses sont nécessaires. On doit s'assurer qu'il n'y a pas d'interaction génotype $\times$ environnement (ou que cette interaction, si elle existe, revêt une forme

TABLEAU 3

« Variétés »	Rendements parcellaires moyens, en K
<i>Proctor</i> $\times$ <i>Piroline</i>	2,255
<i>Rika</i> $\times$ <i>Piroline</i>	2,200
<i>Piroline</i>	2,172
<i>Proctor</i> $\times$ <i>Rika</i>	2,123
<i>Carlsberg II</i> $\times$ <i>Piroline</i>	2,056
<i>Rika</i>	2,035
<i>Carlsberg II</i> $\times$ <i>Rika</i>	1,977
<i>Proctor</i>	1,963
<i>Proctor</i> $\times$ <i>Carlsberg II</i>	1,909
<i>Carlsberg II</i>	1,700

TABLEAU 4

Source de variation	Nombre de degrés de liberté	Variance
Blocs	11	0,172 299
« Variétés »	9	0,318 932
Erreur	99	0,018 738

TABLEAU 5

	Valeur de F au seuil 0,05	Valeur de F au seuil 0,01
F blocs = 9,19	1,75 — 2,10	2,19 — 2,82
F « variétés » = 17,02	—	—

TABLEAU 6

<i>Proctor</i> $\times$ <i>Piroline</i>	
<i>Rika</i> $\times$ <i>Piroline</i>	
<i>Piroline</i>	
<i>Proctor</i> $\times$ <i>Rika</i>	
<i>Carlsberg II</i> $\times$ <i>Piroline</i>	
<i>Rika</i>	
<i>Carlsberg II</i> $\times$ <i>Rika</i>	
<i>Proctor</i>	
<i>Proctor</i> $\times$ <i>Carlsberg II</i>	
<i>Carlsberg II</i>	

n'interdisant pas l'analyse) ; on doit vérifier, aussi, l'homogénéité de la différence $W_r - V_r$.

Pour déceler une interaction possible génotype $\times$ environnement, nous avons utilisé le critère de TUKEY tel qu'il a été présenté par RIVES (RIVES, 1962). Le tableau d'analyse de la variance se présente comme suit :

TABLEAU 7

Source de variation	Somme de carrés	Nombre de degrés de liberté	Variance
Totale.....	6,620 80	119	
Blocs.....	1,895 29	11	
« Variétés ».....	2,870 39	9	
Erreur.....	1,855 12	99	
Additivité.....	0,009 61	1	0,009 61
Reste.....	1,845 51	98	0,018 83

La comparaison des variances « additivité » et « reste » nous fournit une bonne présomption de l'absence d'interaction génotype $\times$ milieu dans l'étendue de l'essai.

Nous avons éprouvé, ensuite, l'homogénéité de $W_r - V_r$. Nous avons analysé sa variance pour les différences entre blocs et familles, avec les résultats suivants :

TABLEAU 8

Source de variation	Nombre de degrés de liberté	Variance
Blocs.....	11	0,001 327
Familles.....	3	0,000 057
Erreur.....	33	0,000 217

Il n'y a pas de différences significatives entre familles et cette analyse ne permet pas de suspecter une hétérogénéité de $W_r - V_r$.

HAYMAN donne, également, la formule d'un écart-réduit qui permet d'éprouver l'homogénéité de $W_r - V_r$. Nous avons, ici, $t = 0,174 6$, avec 2 degrés de liberté, ce qui correspond à une probabilité comprise entre 0,80 et 0,90.

Aucune des deux épreuves précédentes ne nous permet, donc, de suspecter une hétérogénéité de $W_r - V_r$.

La table diallèle des rendements parcellaires moyens, exprimés en K, se présente ainsi :

TABLEAU 9

	<i>Piroline</i>	<i>Rika</i>	<i>Carlsberg II</i>	<i>Proctor</i>
<i>Piroline</i>	2,172	2,200	2,056	2,255
<i>Rika</i>	2,200	2,035	1,977	2,123
<i>Carlsberg II</i> ..	2,056	1,977	1,700	1,909
<i>Proctor</i>	2,255	2,123	1,909	1,963
Total	8,683	8,335	7,642	8,250

En utilisant les données de cette table, on obtient les valeurs ci-après pour la variance des moyennes parentales, $V_{\bar{p}}$, les variances et covariances des familles, V_r et W_r :

TABLEAU 10

$V_{\bar{p}} = 0,039\ 3$		
Famille	V_r	W_r
<i>Piroline</i>	0,007 04	0,010 849
<i>Rika</i>	0,009 61	0,016 287
<i>Carlsberg II</i>	0,023 30	0 030 186
<i>Proctor</i>	0,024 73	0,028 320

L'équation de la parabole limite est $W_r^2 = 0,0393\ V_r$ et celle de la droite de régression $W_r = 1,005\ V_r + 0,005\ 16$.

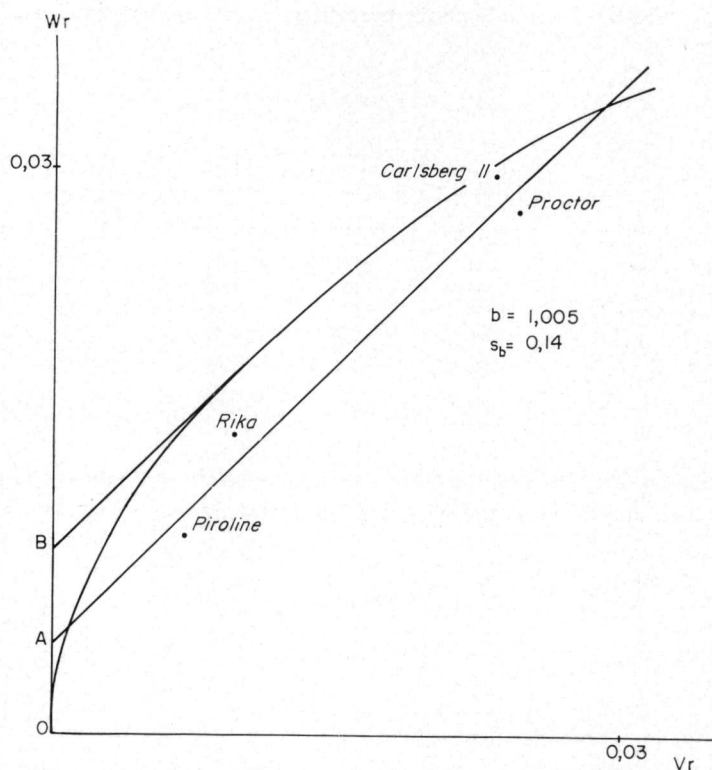
L'interprétation est la suivante (voir fig. 1) :

— il y a additivité des effets des gènes qui contrôlent le rendement ;
 — en ce qui concerne l'interaction entre allèles, nous avons une indication très nette de superdominance. Le rapport $\frac{AB}{OB}$ a une valeur sensiblement égale à $\frac{1}{2}$;

— *Piroline*, puis *Rika*, possèdent le plus de dominants, et ce sont les dominants qui suscitent des valeurs élevées du rendement. Le parent le moins bon est *Carlsberg II*

Remarque :

La verse a été le seul accident notable dont ait souffert notre essai, mais elle n'a pas été sélective ; dès la fin juin, tout l'essai a été également affecté par une verse très importante.

FIG. 1. — Régression de W_r en V_r pour le rendement

Nous avons, ensuite, effectué l'analyse selon GRIFFING. Voici le tableau d'analyse de la variance, en ce qui concerne la valeur-hybride :

TABLEAU II

Source de variation	Nombre de degrés de liberté	Variance
Valeur-hybride générale (VHG)	3	0,066 34
Valeur-hybride spécifique (VHS) ...	6	0,006 67
Erreur	99	0,001 56

La variance de l'erreur représente, ici, la variance d'une moyenne « variétale » quelconque.

La comparaison des variances nous donne les résultats qui figurent au tableau 12.

Il existe, donc, des différences très significatives entre les effets de valeur-hybride générale de même qu'entre les effets de valeur-hybride spécifique. Cependant,

on constate que ce sont, principalement, les effets de valeur-hybride générale qui sont responsables de la variation.

TABLEAU I2

	Valeur de F au seuil 0,05	Valeur de F au seuil 0,01
F VHG = 42,525...	2,60 — 2,76	3,78 — 4,12
F VHS = 4,275...	2,10 — 2,25	2,80 — 3,12
F VHG/VHS = 9,946	4,76	9,78

Les estimations des effets de valeur-hybride générale figurent dans le tableau I3 :

TABLEAU I3

Parents	Effets de valeur-hybride générale
<i>Piroline</i>	+ 0,110
<i>Rika</i>	+ 0,029
<i>Carlsberg II</i>	— 0,142
<i>Proctor</i>	+ 0,003
Écart-type ($\hat{g}_i - \hat{g}_j$)	0,022 8

On constate qu'il existe trois groupes de signification en ce qui concerne les effets de valeur-hybride générale :

I	2	3
<i>Piroline</i>	<i>Rika-Proctor</i>	<i>Carlsberg II</i>

Nous avons estimé, ensuite, les effets de valeur-hybride spécifique :

TABLEAU I4

Parents	<i>Piroline</i>	<i>Rika</i>	<i>Carlsberg II</i>	<i>Proctor</i>
<i>Piroline</i>	— 0,087	+ 0,022	+ 0,049	+ 0,103
<i>Rika</i>		— 0,063	+ 0,051	+ 0,052
<i>Carlsberg II</i>			— 0,055	+ 0,009
<i>Proctor</i>				— 0,082
Écart-type ($\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{ik}$) = 0,051 0 $i \neq j, k; j \neq k$			$i, j, k, l = 1, \dots, p$	
Écart-type ($\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{kl}$) = 0,045 6 $i \neq j, k, l; j \neq k, l; k \neq l$				

En comparant, deux à deux, les constantes de valeur-hybride spécifique, nous ne décelons pas de différences significatives entre les associations.

Il est intéressant, enfin, de comparer les performances globales des parents. Leurs valeurs-hybrides générales ont déjà pu être comparées grâce aux résultats du tableau 13.

En ce qui concerne les valeurs-hybrides spécifiques, on comparera les parents en calculant une variance de valeur-hybride spécifique pour chacun d'eux. Ces variances peuvent, alors, être comparées entre elles et aussi à la variance de l'erreur qui figure dans l'analyse de valeur-hybride.

TABLEAU 15

Parents	Variance de la valeur hybride spécifique	Variance de l'erreur
<i>Piroline</i>	0,005 97	0,001 56
<i>Rika</i>	0,002 11	
<i>Carlsberg II</i>	0,001 76	
<i>Proctor</i>	0,005 92	

On note que *Proctor* et *Piroline* ont les variances de valeur-hybride spécifique les plus fortes. Ceci est dû à la valeur élevée de la constante de valeur-hybride spécifique associée au croisement *Proctor* $\times$ *Piroline*.

DISCUSSION ET CONCLUSION

Deux points peuvent fournir matière à controverse, dans l'exposé des résultats.

Tout d'abord, nous n'avons pas pu mettre en évidence des différences significatives entre les constantes de valeur-hybride spécifique des associations. Cependant, l'analyse globale de valeur-hybride nous a suggéré l'existence de telles différences. Le calcul d'une variance de valeur-hybride spécifique, pour chaque parent, est venu renforcer cette présomption. Nous en déduisons que de telles différences existent mais que la précision des comparaisons entre croisements pris, deux à deux, a été insuffisante pour les mettre en évidence.

Un second point qui mérite d'être examiné est l'hétérogénéité des estimations de la valeur-hybride générale de *Proctor* obtenues par les deux méthodes d'analyse.

L'estimation obtenue par la méthode de GRIFFING place *Proctor* sur le même plan que *Rika*, en ce qui concerne la valeur-hybride générale. Au contraire, dans l'analyse selon HAYMAN, *Proctor* est affecté d'une valeur-hybride générale faible, peu supérieure à celle de *Carlsberg II* (voir les positions respectives des points représentatifs de ces deux familles, sur le graphique).

En fait, il semble bien que *Proctor* a, dans notre essai, une valeur-hybride générale voisine de celle de *Rika*; les rendements de ces deux variétés ne diffèrent

pas significativement. Mais l'estimation de la valeur-hybride générale d'un parent par la méthode de HAYMAN fait intervenir la variance et la covariance de sa famille.

Les valeurs de ces caractéristiques sont amplifiées, dans le cas de *Proctor*, par deux valeurs spécifiques singulières, celles des associations *Proctor* $\times$ *Piroline* et *Proctor* $\times$ *Carlsberg II* (voir tabl. 14). Cet effet est d'autant plus sensible que notre diallèle ne comporte qu'un nombre restreint de parents.»

Examinons, maintenant, les informations que nous avons obtenues au sujet du mode d'action des gènes qui contrôlent le rendement. Nous avons constaté, tout d'abord, l'additivité des effets de ces gènes. Précédemment, utilisant les résultats d'un essai de F_1 , nous avons décelé l'existence d'un effet épistatique d'ordre particulier, qui devait être imputé à l'intervention du parent *Rika*. Nous sommes donc en présence de deux résultats différents, qui correspondent à des conditions de milieu différentes ; ceci n'est guère surprenant.

Nous soulignerons, d'ailleurs, que le système de gènes qui contrôle le rendement peut varier en fonction du milieu. Des gènes conditionnant la réaction de la plante à tel parasite ou accident peuvent s'incorporer, occasionnellement, à ce système. On peut concevoir que certains effets épistatiques d'ordre particulier soient dus au fait qu'un parent se différencie nettement des autres en ce qui concerne son comportement vis-à-vis de tel parasite ou accident, et que le milieu a été sélectif au niveau de ce parent.

Dans le domaine de l'interaction entre allèles, nous avons obtenu, en 1965 comme précédemment, une indication très nette de superdominance. Dans les deux cas, les valeurs élevées du rendement ont été dues à l'action des allèles dominants.

Après l'examen du mode d'action des gènes qui contrôlent le rendement, envisageons le problème du choix entre les associations. Le parent qui a la meilleure valeur-hybride générale est *Piroline* ; *Rika* et *Proctor* viennent ensuite. Il est vraisemblable, d'autre part, que l'association *Proctor* $\times$ *Piroline* présente une valeur-hybride spécifique (ou complémentarité) élevée. Si on poursuivait des objectifs d'amélioration, il faudrait choisir, cette année, les associations *Rika* $\times$ *Piroline* et *Proctor* $\times$ *Piroline*.

Il est intéressant de comparer ces résultats avec ceux que nous avons obtenus précédemment. En 1962, nos essais avaient désigné, comme les meilleures, les associations *Rika* $\times$ *Piroline* et *Carlsberg II* $\times$ *Piroline* (cette dernière en dépit d'une forte sensibilité à la verse) ; l'association *Proctor* $\times$ *Piroline* ne venait qu'au second rang.

L'intervention de parasites ou d'accidents étant réservée, le comportement d'une variété dépend de l'interaction entre son rythme de développement et le climat de l'année. A cet égard, le comportement exceptionnellement mauvais de *Carlsberg II*, en 1965, dans notre essai, explique bien l'élimination de l'association *Carlsberg II* $\times$ *Piroline*.

En ce qui concerne la valeur-hybride spécifique singulière qui peut être imputée, cette année, à l'association *Proctor* $\times$ *Piroline*, une explication peut être recherchée du côté des facteurs du rendement. Nous donnons, dans le tableau 16, d'après les résultats de l'essai « F_1 » réalisé en 1959, les caractéristiques des parents à cet égard.

On constate que *Piroline* et *Proctor* sont les deux variétés les plus différentes

en ce qui concerne la « structure » du rendement, donc, en association, les plus complémentaires à ce point de vue.

TABLEAU 16

Parents	Poids moyen de 1 000 grains en g	Parents	Nombre moyen de grains par épi	Parents	Nombre moyen d'épis par plante
<i>Carlsberg II</i> .	51,8	<i>Proctor</i>	26,3	<i>Piroline</i>	14,4
<i>Piroline</i>	50,4	<i>Carlsberg II</i> .	25,3	<i>Carlsberg II</i> .	12,4
<i>Rika</i>	48,2	<i>Rika</i>	25,1	<i>Rika</i>	11,8
<i>Proctor</i>	45,4	<i>Piroline</i>	23,4	<i>Proctor</i>	11,8

Sur un plan général, on peut envisager l'application des études de croisements diallèles à l'amélioration du rendement. Les analyses devraient avoir, pour support, des essais précis et répétés. Un choix des meilleures associations serait effectué au terme des essais.

Évidemment, la nécessité de répéter les essais, pour éprouver les associations dans des milieux différents, nous conduira à utiliser des générations en disjonction ; on peut critiquer l'emploi de telles générations pour des raisons de compétition entre génotypes. La mise en évidence de gamétocides convenant à l'Orge permettrait d'utiliser des F_1 . Cependant, même dans ce cas, des difficultés subsisteraient dont voici un exemple : si un parent nain, récessif pour ce caractère, intervenait dans un croisement diallèle, l'épreuve des F_1 ne nous renseignerait guère sur les potentialités des génotypes nains.

En fait, les études de croisements diallèles ne peuvent être menées sans discernement et nécessitent observations et réflexion. Mais elles constituent un moyen d'investigation très intéressant, particulièrement pour la prospection des valeurs-hybrides spécifiques, qui sont une source de nouveautés.

Après le choix des croisements, se pose le problème de leur sélection. Des antagonismes, qu'il faut déceler, peuvent apparaître entre le rendement et tel autre caractère que l'on désire améliorer, le taux de protéines par exemple. Mais ce problème, qui déborde le cadre de cet article, est sans doute moins complexe que celui du choix des associations et doit faire l'objet d'une étude dans chaque cas particulier.

Reçu pour publication en mai 1966.

SUMMARY

NEW DATA ABOUT DIALLEL CROSSING IN BARLEY

The article is concerned with results obtained recently in investigations about a diallel cross of barley, these investigations being carried out as part of fundamental research without aiming at actual improvements. Our diallel cross brought in four varieties of spring barley : *Piroline*, *Rika*, *Carlsberg II*, *Proctor*.

In 1965, trial a was carried out in blocks with twelve replicates, using the four parents and six « F_3 mixtures », the unselected issue of F_2 . Using the results of this experiment, the way of action

of the genes controlling yield was studied and effects of general combining ability and specific combining ability were estimated and tested. We used, successively, the methods of analysis of HAYMAN (1954) and of GRIFFING (1956).

The results are summarized as follows :

- under the experimental conditions, the additivity of the effects of genes controlling yield was established ;
- a very clear indication was obtained of superdominance regarding the interaction between alleles ;
- the high yields resulted from the action of the dominant alleles ;
- significant differences were found between the effects of general combining ability as well as between the specific combining ability effects. However, the general combining ability effects were mainly responsible for the variation.

Regarding improvement, in spite of the criticisms which can be made, studies of diallel crosses appear to be important for determining specific hybrid-values, which are a source of innovations.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BERBIGIER A., 1964. Étude d'un croisement diallèle chez l'Orge. *Ann. Amélior. Plantes*, **14**, 245-259.
- ÉCOCHARD R., HUET J., 1961. Contribution à l'étude de la génétique quantitative chez une plante autogame : le Blé. *Ann. Amélior. Plantes*, **11**, 25-98.
- EISENHART C., 1947. The assumptions underlying the analysis of variance. *Biometrics*, **3**, 1-21.
- GRAFIUS J. E., 1959. Heterosis in Barley. *Agron. J.*, **51**, 551-554.
- GRIFFING B., 1956. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. *Austral. J. Biol. Sci.*, **9**, 463-493.
- GRIFFING B., 1958. Application of sampling variables in the identification of methods which yield unbiased estimates of genotypic variance components. *Austral. J. Biol. Sci.*, **11**, 219-245.
- HAYMAN B. I., 1954. The theory and analysis of diallel crosses. *Genetics*, **39**, 789-809.
- HAYMAN B. I., 1960. Aims of diallel crosses. *Genetics*, **45**, 155-172.
- JINKS J. L., 1954. The analysis of continuous variation in a diallel cross of *Nicotiana rustica* varieties. *Genetics*, **39**, 767-788.
- JOHNSON L. P. V., RUSTEM A., 1959. Inheritance of yielding capacity in a fifteen parent diallel cross of Barley. *Canad. J. Genet. Cytol.*, **1**, 208-265.
- KEMP THORNE O., 1956. The theory of the diallel cross. *Genetics*, **41**, 451-459.
- KRONSTADT W. E., FOOTE W. H., 1964. General and specific combining ability estimates in Winter Wheat. *Crop. Sci.*, **4**, 616-619.
- LUPTON F. G. H., 1961. Studies in the breeding of self-pollinating cereals. 3. Further studies in cross prediction. *Euphytica*, **10**, 209-224.
- MATHER K., 1949. *Biometrical Genetics*. Methuen and Co, London.
- NASSAR R. F., 1965. Effect of correlated gene distribution due to sampling on the diallel analysis. *Genetics*, **52**, 9-20.
- RIVES M., 1962. Sur l'analyse de la variance. II. L'additivité. *Ann. Amélior. Plantes*, **12**, 5-18.
- WHITEHOUSE R. N. H., THOMPSON J. B., DO VALLE RIBEIRO M. A. M., 1958. Studies on the breeding of self pollinating cereals. 2. The use of a diallel cross analysis in yield prediction. *Euphytica*, **7**, 147-169.

DIVERS TYPES D'ALTERNANCE OBSERVÉS CHEZ *PRUNUS DOMESTICA*

J. COURANJOU

avec la collaboration technique de J. CHAPA

*Station de Recherches d'Arboriculture fruitière,
Centre de Recherches agronomiques du Sud-Ouest, 33 - Pont-de-la-Maye*

SOMMAIRE

L'étude a été effectuée sur sept variétés de *Prunus domestica*. Pendant deux années, on a analysé, à partir d'arbres mis en alternance décalée, les réactions susceptibles de modifier la production : nombre de bourgeons formés, taux d'induction florale, taux de fleurs par inflorescence et taux de fruits par bourgeon floral. La comparaison des rendements pendant quatre années, complète cette étude qui fait apparaître différents types d'alternance.

INTRODUCTION

La productivité d'une plante est fonction de ses *caractéristiques génétiques* et du *milieu* qui l'entoure. De même la production d'un arbre peut varier d'une année à l'autre *suivant les conditions climatiques*. En particulier, des conditions extrêmes peuvent annuler une récolte (gel à la floraison) ou au contraire la rendre excessive. Le déséquilibre alors créé entre la charge en fruits, le niveau de réserves, et la surface foliaire entraîne *chez certaines variétés* une modification importante de la charge l'année suivante : chez ces variétés une année de production excessivement faible est suivie d'une année de très forte production et ainsi de suite ; cette alternance peut se poursuivre durant plusieurs années.

Il y a donc lieu de bien distinguer dans la variation de production qu'on désigne parfois à tort sous le nom d'alternance :

— *une irrégularité de production due aux conditions momentanées du milieu* (gel à la floraison, temps lumineux assez chaud et pluies suffisantes au moment de l'induction florale ...) ou à de mauvaises méthodes culturales.

— *l'alternance vraie* : phénomène physiologique caractéristique de certaines variétés.

Économiquement, comme le souligne L.-B. SINGH, l'alternance reste un problème grave, l'année de forte production ne compensant pas celle de faible production. En effet le calibre du fruit est alors très réduit donc de valeur marchande faible. De plus la phase d'alternance étant généralement la même pour l'ensemble d'une région, la surproduction se traduit par un effondrement des cours.

Devant l'importance de ce problème, de nombreuses recherches ont été effectuées. Des travaux réalisés le plus souvent sur Pommier ont mis en évidence les rôles très importants et antagonistes de la surface foliaire et de la charge en fruits (rapport feuille/fruit) sur l'induction. Ils ont également fait ressortir l'influence de la charge sur la croissance, celle-ci jouant également sur l'induction florale. Enfin certains auteurs ont étudié les modifications chimiques liées à l'alternance. Les diverses recherches effectuées concernent en fait les phénomènes liés à l'alternance et ceux susceptibles de la commander. Mais on ne relève pas d'études faites sur plusieurs variétés dans le but de comparer les manifestations d'alternance. Il est possible, en effet, que l'alternance ait une phase plus ou moins longue, suivant les variétés, les unes produisant beaucoup une année et peu l'année suivante, d'autres produisant beaucoup pendant deux ou trois ans et peu durant les années suivantes. Il est également possible que le phénomène soit différent suivant les variétés, les unes alternant par modification du taux d'induction, les autres par variation de la fertilité ou du nombre de fleurs par bourgeon, etc... Or, il semble intéressant d'établir ces comparaisons en particulier entre variétés alternantes et variétés peu alternantes pour rechercher à quel niveau se situent les différences. C'est dans ce but que sur une petite gamme de variétés de *Prunus domestica* comportant des variétés alternantes et d'autres apparemment peu ou non alternantes, nous avons étudié sur des arbres artificiellement mis en conditions d'alternance opposée, les réactions aux stades successifs conduisant au fruit et l'évolution des rendements dans le temps.

Terminologie

Au cours de l'énoncé des résultats, un certain nombre de termes sont utilisés qu'il convient de définir :

Taux d'induction florale : nombre de bourgeons floraux par rapport ou en fonction du nombre de bourgeons.

Floribondité : nombre de fleurs par rapport ou en fonction du nombre de bourgeons floraux.

Taux de fructification : nombre de fruits par rapport ou en fonction du nombre de bourgeons floraux.

On utilisera le terme *par rapport* quand il s'agit d'une analyse effectuée sur rapport (résultat exprimé sous la forme $y = ax \pm \frac{2s}{\sqrt{n}}$ et le terme *en fonction* quand il s'agit d'une analyse de covariance (résultat exprimé sous la forme $y = ax + b$).

Les termes ainsi définis ne peuvent s'appliquer à d'autres relations (nombre de fruits par rapport au nombre de fleurs, au nombre de bourgeons, etc.).

Cycle : période du développement débutant à la formation des bourgeons (prin-

temps) et se terminant à la fructification de ceux induits à fleurs (été de l'année suivante).

Les réactions sur bourgeons, bourgeons à fleurs, fleurs et fruits seront dites *cycliques* quand elles seront inversées entre cycles consécutifs, *pluricycliques* quand elles resteront de même sens au cours de plusieurs cycles consécutifs.

Enfin un certain nombre de signes sont utilisés dans l'expression des valeurs relatives :

$\bar{L}$ = longueur des pousses de 1962 (en cm).

$\bar{L}$ = longueur moyenne des pousses de 1962 (en cm).

P = nombre de pousses 1963 portées par la pousse 1962.

B = nombre de bourgeons (à bois et à fleurs indifféremment).

BF = nombre de bourgeons floraux.

F1 = nombre de fleurs.

FR = nombre de fruits.

+ = à la suite de l'un des signes précédents indique qu'il s'agit du témoin (arbre laissé en année « PLUS » l'année du traitement).

— = à la suite de l'un des signes précédents indique qu'il s'agit du traitement (arbre mis en année « MOINS » l'année du traitement).

I. — ÉTUDE DES MANIFESTATIONS AUX DIFFÉRENTS STADES

A. — MATÉRIEL, D'ÉTUDES. — MÉTHODES

Sept variétés dont les caractéristiques variétales et culturales sont données dans le tableau 1 ont été retenues pour cette étude. Les deux années qui ont précédé l'essai, la récolte de ces arbres avait été pratiquement annulée par le gel ; en 1960, destruction des jeunes fruits en avril ; en 1961, destruction de la floraison. En 1962, ils se trouvaient donc dans des conditions optimales de *forte production* (année « PLUS »).

1. Mise en place de l'essai (première année : 1962) ⁽¹⁾

Pour chaque variété, l'essai comprenait deux parties, la première servant à l'étude des effets consécutifs à une suppression très précoce des jeunes fruits formés, la seconde servant à l'étude de l'influence de la date de suppression des fruits.

Dans le premier cas, deux arbres furent utilisés : un témoin et un traité. Le traitement consista en une suppression totale des jeunes fruits à une époque très précoce (le 8 mai 1962). C'est une méthode pratiquée par de nombreux chercheurs. Ce traitement mit les arbres en année de production nulle tandis que les témoins furent laissés en phase de forte production. Le choix d'une telle année donne une bonne sensibilité à l'essai, les différences entre arbres traités et arbres témoins étant au départ très importantes (les rendements des arbres témoins au cours de cette année sont donnés dans le tabl. 1). A partir de ce moment, témoin et traitement se trouvent en conditions d'*alternance opposée*.

Dans la deuxième partie de l'essai, un arbre de chacune des variétés, identique aux deux précédents, subit tous les 15 jours, à partir du 8 mai, une suppression de fruits sur des branches préalablement choisies ; à chaque branche traitée correspondait une branche témoin. La décortication annulaire ne fut pas pratiquée.

Dans les deux cas, tous les arbres furent ensuite laissés sans taille, tout le temps que durèrent les observations.

Dans ce rapport, seul sera étudié l'effet de la suppression des très jeunes fruits (au 8 mai). Cette étude englobe donc la première partie de l'essai et le premier traitement de la deuxième partie

⁽¹⁾ Cet essai avait été mis en place par J. HUET, alors chargé de recherches à la Station de la Grande-Ferrade, nommé directeur de la Station de Recherches d'Arboriculture fruitière d'Angers en novembre 1962.

TABLEAU I
Caractéristiques des variétés étudiées

Variétés (clones)	Caractéristiques phénologiques			Données culturales		
	Époque de floraison	Époque de maturité	Époque de défeuillaison	Année de greffage	Porte-greffe	Production des arbres témoins l'année du traitement (en kg)
<i>Madame Guttin</i> (P 338)	très précoce	23 jours avant R. Cl.	précoce	1952	GF 8-1 (hybride de <i>P. Marianna</i> probablement par <i>P. cerasifera</i>)	44
<i>Bonne de Bry</i> (P 221)	normale	25 jours avant R. Cl.	très précoce	1952		61
<i>Gabrielle Combes</i> (P 68)	normale	13 jours après R. Cl.	précoce	1952		116
<i>Des Béjonnières</i> (P 107)	normale	5 jours avant R. Cl.	précoce	1952		146,8
<i>Reine Claude</i> (P 994)	normale	fin juillet	très précoce	1951		125
<i>Angelina Burdett</i> (P 228)	précoce	1 jour avant R. Cl.	très tardive	1952	<i>P. 10-2</i> (hybride <i>P. Marianna</i> × <i>P. domestica</i>)	52
<i>Prune d'Ente</i> (P. 707)	normale	15 jours après R. Cl.	précoce	1951		108

de l'essai soit pour chaque variété un arbre témoin et un arbre traité d'une part, une branche traitée et une branche témoin appartenant à un même troisième arbre d'autre part.

2. Observations et analyses (1963 et 1964)

Comme le montrent de nombreux travaux, la suppression des très jeunes fruits entraîne généralement une augmentation de croissance végétative qui s'accompagne fatalement d'une augmentation du nombre de bourgeons formés ; toutes choses égales par ailleurs, cet effet peut donc accroître le nombre de fruits l'année suivante. Mais la manifestation la plus générale et la plus spectaculaire de l'alternance réside dans la grande différence d'abondance de floraison entre années « PLUS » et années « MOINS », indépendamment du nombre de bourgeons formés : elle peut être due à une variation du taux d'induction ou à une modification de la floribondité des bourgeons floraux. Enfin indépendamment de tous les effets précédents il peut y avoir une variation du nombre de fruits formés par bourgeon floral (en fonction de la fertilité du bourgeon floral, et de la tenue du fruit à l'arbre au cours de son évolution).

Au cours des deux années qui ont suivi le traitement, des observations concernant ces différentes productions ont été effectuées.

Deuxième année (1963)

Au cours de l'hiver suivant le traitement (hiver 1962-1963) pour la première partie de l'essai dix pousses de 1961 (c'est-à-dire les pousses d'un an au moment du traitement) ont été prises au hasard sur la périphérie de chacun des arbres pour la mesure et le comptage des pousses portées (pousses 1962). Pour la deuxième partie de l'essai, toute la branche traitée et toute la branche témoin (ayant une même orientation sur l'arbre) ont subi cette analyse.

Au printemps, six portions de branches correspondant à cent bourgeons floraux depuis leur extrémité et prises au hasard servirent au comptage supplémentaire des bourgeons à bois et des fleurs. Ces mêmes éléments servirent ensuite au comptage des fruits.

Les analyses par test *t* ont été faites entre témoins et traitements sur les données suivantes (les rapports ont été transformés selon une loi normale) :

- longueur de la pousse moyenne de 1^{re} année (1962),
- rapport du nombre de bourgeons à fleurs au nombre total de bourgeons (taux d'induction florale),
- rapport du nombre de fleurs au nombre de bourgeons floraux (floribondité),
- rapport du nombre de fruits au nombre de bourgeons à fleurs (taux de fructification).

Le bilan final est étudié à partir du taux de fructification et du taux d'induction florale compte tenu de la longueur des pousses.

Troisième année (1964)

En 1964, sur chacun des arbres étudiés, vingt pousses 1962 (porteuses de pousses 1963) prises au hasard ont été utilisées pour les observations suivantes :

mensuration	des pousses	1962,
	des pousses	1963,
comptage	des pousses	1963,
	des bourgeons floraux,	
	des bourgeons à bois,	
	des fleurs,	
	des fruits arrivés à maturité.	

Il n'est pas valable de comparer directement les valeurs entre témoin et traitement, les pousses étant fatalement assez différentes entre elles. Chacune des analyses doit donc être établie sur des bases communes : ainsi par exemple le nombre de bourgeons à fleurs a été analysé en tenant compte d'un terme de comparaison, le nombre de bourgeons. Mais il n'est pas possible d'utiliser simplement ce terme dans un rapport (nombre de bourgeons à fleurs sur nombre de bourgeons dans l'exemple choisi) car les valeurs de ce terme de base sont assez variables et celles des rapports ne sont pas directement proportionnelles à celles de ce terme. Pour ces raisons et pour donner à l'essai son maximum de précision, on a effectué des analyses de covariance (soit dans le cas cité ci-dessus, analyse de covariance du nombre de bourgeons floraux en fonction du nombre total de bourgeons).

Par ailleurs, l'analyse de chaque valeur a été faite successivement sur différents termes de base : par exemple le nombre de fruits a été analysé en fonction du nombre de fleurs, mais aussi

en fonction du nombre de bourgeons à fleurs, du nombre de bourgeons et de la longueur des pousses de l'année précédente ; de cette façon on recueille des renseignements assez complets et intéressants : ainsi l'efficacité du nombre de fleurs par bourgeon floral sur le nombre de fruits formés peut se déduire par comparaison entre traitement et témoin, des taux de fructification et du nombre de fruits formés par fleur. D'autre part ces séries d'analyses effectuées pour chacune des productions (bourgeons, bourgeons floraux, fleurs et fruits) permettent de connaître l'effet cumulé de plusieurs réactions successives : l'analyse du nombre de fruits 1964 en fonction de la longueur des pousses 1962 indique l'effet de la somme des réactions aux divers stades (bourgeons formés, induction, floribondité, fructification).

Enfin l'étude de chaque production comporte une analyse terminale en fonction de la longueur des pousses 1962 terme ultime de comparaison entre témoin et traitement permettant l'estimation globale de la production considérée. Cependant le terme de base « longueur des pousses 1962 » a été parfois lui-même modifié par le traitement, et l'analyse terminale doit alors tenir compte de cette modification.

En résumé, les analyses qui ont servi à établir les interprétations ont été les suivantes :

a) *Analyses effectuées dans tous les cas.*

Nombre de bourgeons.

- Analyse de covariance en fonction de la longueur des pousses 1962,
- Analyse de covariance en fonction du nombre de pousses 1963 portées par les pousses 1962.

Nombre de bourgeons floraux.

- Analyse de covariance en fonction du nombre total de bourgeons (= *taux d'induction*).
- Analyse de covariance en fonction de la longueur des pousses de 1962.

Nombre de fleurs.

- Analyse de covariance en fonction du nombre de bourgeons floraux (= *floribondité*).

Nombre de fruits.

- Analyse de covariance en fonction du nombre de fleurs.
- Analyse de covariance en fonction du nombre de bourgeons à fleurs (= *taux de fructification*).
- Analyse de covariance en fonction du nombre de bourgeons de 1963.
- Analyse de covariance en fonction de la longueur des pousses de 1962.

Pour chaque groupe d'analyses, le terme de base étant la longueur des pousses de 1962, l'interprétation est immédiate pour les variétés n'ayant pas réagi dans leur croissance en 1962 après le traitement.

b) *Réajustement pour les variétés dont les pousses avaient réagi au traitement en 1962.*

Pour les variétés dont la longueur des pousses de 1962 est significativement différente entre « traitement » et témoin, l'interprétation globale pour chaque production (bourgeons, bourgeons à fleurs, fleurs, fruits) ne peut pas être établie sur l'analyse finale de covariance en fonction de la longueur des pousses 1962. Auparavant il convient d'introduire les valeurs correspondant à la longueur moyenne des pousses de 1962 (avec ses écarts à $P 0,05$) et établies l'année précédente, dans la régression du nombre étudié (bourgeons, bourgeons à fleurs, fleurs et fruits) sur la longueur des pousses 1962. C'est un procédé de correction qui n'est pas parfait puisque l'effet sur la croissance avait été analysé sur l'ensemble des pousses 1962 portées par les pousses 1961 et qu'ici il ne s'agit que des pousses 1963 portées non plus par l'ensemble des pousses 1962 mais seulement par les pousses de taille moyenne (à l'exclusion des bouquets de mai).

B. — RÉSULTATS

Les résultats des observations et interprétations relatives aux deux années qui ont suivi le traitement sont donnés par variété. Pour chacune d'elles sont étudiées les réactions aux divers stades.

1. *Madame Guttin* (P. 328).

Sur cette variété le traitement n'a apporté au premier cycle aucune modification significative du comportement. Au deuxième cycle, des conditions défavorables à la fécondation ont empêché toute fructification sur le témoin comme sur l'arbre traité (la floraison de cette variété est très précoce) si bien que la réaction sur fruit n'y est pas connue et que le bilan final de ce cycle reste un peu incertain.

Compte tenu des rendements effectifs, il semble bien qu'au cours de la période d'étude *Madame Guttin* n'ait pas manifesté de réaction d'alternance.

2. *Bonne de Bry* (P. 221)

Au premier cycle (1962-1963) il n'y a eu aucune manifestation significative sauf en ce qui concerne la *floribondité* accrue sous l'effet du traitement :

témoin..... $Fl + = 1,51$ $BF \pm 0,06$

traitement..... $Fl - = 1,65$ $BF \pm 0,09$ probabilité = 0,04

Cette réaction très faible n'a pas modifié le taux de fructification. Au total la production n'a pas été significativement modifiée. C'est au moins ce qu'on peut conclure à partir de l'analyse ⁽¹⁾. En fait l'arbre traité a produit 13 777 fruits contre 9 574 pour le témoin soit respectivement 186 kg et 135 kg.

Au deuxième cycle (1963-1964) on a enregistré des réactions en sens inverse : le témoin a montré un taux d'induction supérieur à celui du « traitement » :

Taux d'induction :

Expression globale :

témoin..... 36,1 p. 100

traitement 19,4 —

Équation linéaire :

$BF + = 0,43$ $B - 1,00$ } probabilité pente = N.S.

$BF - = 0,38$ $B - 5,45$ } probabilité hauteur très supérieure à 0,005

A cette réaction s'est ajoutée celle de la *floribondité* (qui n'est pas tout à fait significative) :

Floribondité :

Expression globale :

témoin..... 144,7 p. 100

traitement 135,6 —

Équation linéaire :

$Fl + = 1,52$ $BF - 0,40$ } probabilité pente = N.S.

$Fl - = 1,33$ $BF - 0,21$ } probabilité hauteur = 0,055

⁽¹⁾ Il est rappelé que l'analyse est beaucoup moins fine pour le premier cycle que pour le deuxième et qu'une analyse plus poussée aurait sans doute révélé une réaction faible sur le taux d'induction ainsi qu'une réaction significative sur la production.

Le taux de fructification assez faible sur l'ensemble des arbres a entraîné, dans les régressions, des variances relativement assez importantes qui se traduisent par la non signification des différentes analyses concernant le fruit. On ne peut donc affirmer qu'il n'y ait pas eu d'effet sur le taux de fructification et sur le bilan global du cycle. En fait les différences sont assez faibles, l'arbre traité ayant produit 746 fruits contre 468 pour le témoin, soit respectivement 16,2 kg et 13,2 kg.

L'apparition de réactions dès le premier cycle, leur inversion au second, permettent de considérer *Bonne de Bry* comme une variété à réactions cycliques immédiates après modification accidentelle de la production.

3. *Gabrielle Combes* (P. 68)

Au premier cycle (1962-1963) le traitement a entraîné une augmentation significative du taux d'induction et de la floribondité :

Taux d'induction :

témoin	BF + = 0,26 B ± 0,03	
traitement	BF — = 0,45 B ± 0,05	probabilité très voisine de 0,01

Floribondité :

témoin	FI + = 1,46 BF ± 0,05	
traitement	FI — = 1,79 BF ± 0,03	probabilité très sup. à 0,001

En l'absence de réaction sur le nombre de bourgeons formés et sur le taux de fructification, ces seules réactions ont été suffisamment importantes pour modifier le bilan final : 17 371 fruits sur l'arbre traité contre 3 141 sur l'arbre témoin soit respectivement 210,2 kg et 75,4 kg.

Au deuxième cycle (1963-1964), comme au précédent, il n'y a pas eu non plus de modification du nombre de bourgeons formés ⁽¹⁾ ni de variation du taux de fructification, mais des réactions se sont manifestées sur le taux d'induction et sur la floribondité ; elles ont été inversées par rapport au cycle précédent :

Taux d'induction :

Expression globale :

témoin.....	46,6 p. 100
traitement.....	11,8 —

Équation linéaire :

$$\left. \begin{array}{l} \text{BF} + = 0,53 \text{ B} - 1,6 \\ \text{BF} - = 0,03 \text{ B} + 5,45 \end{array} \right\} \begin{array}{l} \text{probabilité pente} = \text{N. S.} \\ \text{probabilité hauteur très supérieure à } 0,005 \end{array}$$

Floribondité :

Expression globale :

témoin.....	178,2 p. 100
traitement	137,8 —

⁽¹⁾ A longueur identique de pousses 1962, les pousses 1963 étaient plus longues sur l'arbre traité mais y étaient moins nombreuses que sur le témoin (du fait de la différence de taux d'induction florale l'année précédente) et la somme des longueurs de pousses ainsi que le nombre de bourgeons portés n'étaient pas significativement différents entre témoin et traitement.

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} F1 + = 1,90 BF - 1,38 \\ F1 - = 1,40 BF - 0,1 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente} = 0,012 \\ \text{probabilité hauteur} = 0,015 \end{array} \right\}$$

A elles seules, ces réactions ont modifié significativement le bilan final :

Nombre de fruits par bourgeon (à fleur et à bois) :

Expression globale :

témoin.....	19,8 p. 100
traitement	3,0 —

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} FR + = 0,33 B - 3,54 \\ FR - = -0,04 B + 2,86 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente supérieure à } 0,005 \\ \text{probabilité hauteur supérieure à } 0,005 \end{array} \right\}$$

Nombre de fruits en fonction de la longueur des pousses 1962 :

Expression globale :

témoin.....	0,08 par cm
traitement.....	0,02 par cm

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} FR + = 0,24 L - 0,51 \\ FR - = -0,03 L + 0,51 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente supérieure à } 0,005 \\ \text{probabilité hauteur supérieure à } 0,005 \end{array} \right\}$$

L'arbre traité n'avait que 1 143 fruits contre 7 714 sur le témoin (soit respectivement 31,1 kg contre 108,0 kg).

Les réactions de cette variété ont été tout à fait semblables à celles de *Bonne de Bry* : elles affectent les mêmes stades et évoluent dans le même sens. Il s'agit encore de réactions cycliques immédiates après modification accidentelle de la production. Mais pour *Gabrielle Combes* elles semblent plus fortes et le bilan du deuxième cycle permet de penser que cette variété tend à rester longtemps en alternance.

4. Des Béjonnieres (P. 107)

Le type de réaction de cette variété diffère peu de celui de la précédente.

Pour le premier cycle (1962-1963) il n'y a pas eu de réaction significative sur le nombre de bourgeons formés. Les manifestations suivantes n'ont pas été analysées sur la première partie de l'essai mais les informations partielles indiquent une forte réaction positive sur le *taux d'induction florale*. La réaction d'alternance opposée sur le témoin (nombre excessivement faible de bourgeons floraux) ne permet pas de faire l'analyse comparative de la floribondité et du taux de fructification. La réaction sur le taux d'induction a été telle qu'elle a fortement influé sur le bilan final : 12 053 fruits sur l'arbre traité contre 1 796 sur le témoin (soit respectivement 159,1 kg et 53,7 kg).

Au deuxième cycle (1963-1964) sont apparus des effets inverses puisque le témoin a formé davantage de bourgeons ⁽¹⁾, que son taux d'induction et sa floribondité ont été plus élevés que pour le « traitement ».

Nombre de bourgeons formés :

Expression globale :

témoin.....	1,4 par cm
traitement.....	0,8 par cm

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} B + = 0,99 L + 5,40 \\ B - = 0,87 L - 0,42 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente} = \text{N.S.} \\ \text{probabilité hauteur} = 0,008 \end{array} \right\}$$

Taux d'induction :

Expression globale :

témoin.....	75,8 p. 100
traitement.....	0,05 —

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} BF + = 0,65 B + 3,40 \\ BF - = 0,01 B - 0,11 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente et probabilité} \\ \text{hauteur très supérieures à } 0,005 \end{array} \right\}$$

La quantité extrêmement faible de bourgeons à fleurs sur le « traitement » empêche toute analyse de la floribondité et du taux de fructification ; cette très forte différence de taux d'induction entre témoin et « traitement » s'ajoutant à la réaction sur le nombre de bourgeons formés a entraîné une modification globale importante dans le bilan du cycle :

Nombre de fruits par bourgeon (à bois et à fleur) :

Expression globale :

témoin.....	14,5 p. 100
traitement.....	0,0 —

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} FR + = 0,26 B - 2,02 \\ FR - = 0 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente et probabilité} \\ \text{hauteur très supérieures à } 0,005 \end{array} \right\}$$

Ces réactions sont la conséquence de la seule réaction du taux d'induction.

⁽¹⁾ La supériorité du nombre de bourgeons sur le témoin ne provient pas ici d'une croissance globale plus importante que sur le « traitement » ; en effet les régressions du nombre et de la longueur des pousses porteuses sur la longueur des pousses 1962 ne sont pas significativement différentes entre témoin et « traitement ». La longueur des pousses 1962 n'étant pas significative entre « traitement » et témoin, les différences sont dues à l'augmentation du nombre de bourgeons par unité linéaire de pousse 1963. En effet :

$$\begin{array}{l} B + = 3,29 L_{63} + 5,42 \\ B - = 1,98 L_{63} + 4,57 \end{array} \quad \begin{array}{l} Pp = \text{N.S.} \\ Ph = 0,038 \end{array}$$

Ceci explique alors que la régression du nombre de bourgeons sur le nombre de pousses 1963 soit significative :

$$\begin{array}{l} B + = 3,36 P - 5,29 \\ B - = 2,29 P - 1,28 \end{array} \quad \begin{array}{l} Pp = \text{N.S.} \\ Ph = 0,035 \end{array}$$

Nombre de fruits par longueur de pousse 1962 :

Expression globale :

témoin.....	0,2 par cm
traitement.....	0,0 par cm

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} \text{FR} + = 0,33 \text{ L} - 1,33 \\ \text{FR} - = 0,0 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente et probabilité} \\ \text{hauteur très supérieures à 0,005} \end{array} \right\}$$

L'arbre traité n'a porté que 187 fruits contre 8 296 pour le témoin, soit respectivement 16,2 kg contre 146,0 kg.

L'ensemble des réactions de cette variété à l'enlèvement des tout jeunes fruits a été du même type que *Gabrielle Combes*. Les réactions très fortes sur le taux d'induction (absence quasi complète de bourgeons floraux en année « MOINS ») sont semblables à celles de *Reine Claude*. *Des Bèjonnières* a donc manifesté des réactions cycliques fortes, immédiates après modification accidentelle de la production. Comme *Gabrielle Combes* cette variété semble devoir rester longtemps en alternance.

5. *Reine Claude* (P. 994)

Au premier cycle, l'enlèvement des très jeunes fruits a entraîné une croissance très supérieure à celle du témoin :

$$\begin{array}{l} \text{témoin} \dots\dots\dots \bar{L} + = 8,67 \pm 2,47 \\ \text{traitement} \dots\dots\dots \bar{L} - = 17,79 \pm 4,32 \text{ probabilité} = 0,002 \end{array}$$

Les analyses comparatives ultérieures sont impossibles par absence de bourgeons floraux sur le témoin, tandis que le taux d'induction a été extrêmement fort sur le « traitement ». Et tandis que le témoin n'a eu aucun fruit, l'arbre traité en a produit une très forte quantité (entre 150 et 200 kg).

Au deuxième cycle (1963-1964) de fortes réactions ont été enregistrées, inversées par rapport au cycle précédent.

Nombre de bourgeons formés par longueur de pousse 1962 :

Expression globale :

témoin.....	1,5 par cm
traitement.....	0,7 par cm

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} \text{B} + = 0,99 \text{ L} + 11,32 \\ \text{B} - = 0,93 \text{ L} - 5,25 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente} = \text{N.S.} \\ \text{probabilité hauteur très supérieure à 0,005} \end{array} \right\}$$

Compte tenu des réactions de croissance en 1962 ces différences sont moins fortes, les valeurs calculées étant :

$$\begin{array}{l} \text{témoin} \dots\dots \text{B} + = 19,90 \pm 2,44 \\ \text{traitement} \dots \text{B} - = 11,29 \pm 4,01 \end{array}$$

Taux d'induction :

Expression globale :

témoin.....	74,7 p. 100
traitement.....	3,2 --

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} \text{BF} + = 0,53 \text{ B} + 7,35 \\ \text{BF} - = 0,09 \text{ B} + 6,16 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente et probabilité} \\ \text{hauteur très supérieures à } 0,005 \end{array} \right\}$$

Ce taux très faible pour le témoin rend non significative la réaction concernant la *floribondité* :

Expression globale :

témoin.....	196 p. 100
traitement.....	135 —

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} \text{F1} + = 2,04 \text{ BF} - 1,9 \\ \text{F1} - = 1,48 \text{ BF} - 0,3 \end{array}$$

Pour cette raison, le taux de fructification ne peut être analysé. Mais les précédentes réactions ont exercé une forte influence sur la production :

Nombre de fruits en fonction du nombre de bourgeons (à bois et à fleurs) :

Expression globale :

témoin.....	25,7 p. 100
traitement	1,7 —

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} \text{FR} + = 0,25 \text{ B} + 0,31 \\ \text{FR} - = 0,03 \text{ B} - 0,49 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente et probabilité} \\ \text{hauteur très supérieures à } 0,005 \end{array} \right\}$$

Nombre de fruits en fonction de la longueur des pousses 1962.

Expression globale :

témoin.....	0,38 par cm
traitement....	0,01 par cm

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} \text{FR} + = 0,36 \text{ L} + 0,47 \\ \text{FR} - = 0,02 \text{ L} - 0,23 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente et probabilité} \\ \text{hauteur très supérieures à } 0,005 \end{array} \right\}$$

Pour comparer entre témoin et « traitement » le bilan du cycle, il faut tenir compte des réactions de croissance en 1962 :

Nombre de fruits par pousse moyenne 1962 : bilan global (valeurs calculées).

témoin.....	$3,59 \pm 0,8$
traitement....	$0,12 \pm 0,08$

Les différences entre arbres en alternance opposée ont donc été encore très fortes sur ce cycle.

Des observations complémentaires ont été effectuées sur le troisième cycle (1964-1965) pour préciser les données jusqu'alors manquantes par suite de la très forte réaction sur le taux d'induction en année « MOINS ». Des manifestations encore très importantes ont été notées, à nouveau inversées par rapport au cycle précédent.

Nombre de bourgeons en fonction de la longueur des pousses 1962 :

Expression globale :

témoin.....	1,21 par cm
traitement....	1,81 par cm

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} B + = 1,14 L + 1,81 \\ B - = 2,36 L - 21,6 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente} = \text{N.S.} \\ \text{probabilité hauteur} = 0,007 \end{array} \right\}$$

Compte tenu des réactions de croissance en 1962, les différences sont plus marquées.

Nombre de bourgeons par pousse moyenne de 1962 :

témoin.....	11,69 $\pm$ 2,81
traitement..	20,38 $\pm$ 10,19

Taux d'induction :

Expression globale :

témoin.....	21,5 p. 100
traitement....	85,4 —

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} BF + = 0,37 B - 4,68 \\ BF - = 0,84 B + 0,49 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente et probabilité} \\ \text{hauteur très supérieures à 0,005} \end{array} \right\}$$

Floribondité :

Expression globale :

témoin.....	103,5 p. 100
traitement....	195,6 —

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} F1 + = 1,02 BF + 0,07 \\ F1 - = 2,14 BF - 11,22 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente supérieure à 0,005} \\ \text{probabilité hauteur} = \text{N.S.} \end{array} \right\}$$

Par suite du faible taux d'induction chez le témoin, les différences de taux de fructification entre témoin et « traitement » n'ont pas été significatives à l'analyse. Toutefois la production a été bien différente entre témoin et « traitement » :

Nombre de fruits en fonction de la longueur des pousses 1962 :

Expression globale :

témoin.....	0,049 par cm
traitement...	0,47 par cm

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} FR + = 0,05 L - 0,005 \\ FR - = 0,80 L - 3,00 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente très supérieure à 0,005} \\ \text{probabilité hauteur} = \text{N.S.} \end{array} \right\}$$

Compte tenu des modifications de croissance des pousses 1962, le nombre de fruits calculé par pousse moyenne 1962 a été :

témoin.....	0,43 $\pm$ 0,12
traitement...	11,23 $\pm$ 3,45

Pour *Reine Claude* les réactions sont *cycliques* et immédiates après modification accidentelle de la production. Elles semblent très fortes et très persistantes.

6. Prune d'Ente (P. 707)

Le type d'alternance de cette variété ne correspond à aucun de ceux rencontrés précédemment.

Tout s'est passé au début du premier cycle (1962-1963) comme pour une alternance cyclique normale. Les réactions ont été fortes avec augmentation de croissance des pousses, du taux d'induction et de la floribondité sur le traitement :

Longueur moyenne des pousses 1962 :

témoin	$\bar{L}_+$ = 27,84 $\pm$ 6,1	
traitement.....	$\bar{L}_-$ = 41,78 $\pm$ 9,2	probabilité = 0,022

Taux d'induction :

témoin	BF + = 0,15 B $\pm$ 0,03	
traitement	BF — = 0,52 B $\pm$ 0,04	probabilité très supérieure à 0,001

Floribondité :

témoin	F1 + = 1,09 BF $\pm$ 0,03	
traitement	F1 — = 1,46 BF $\pm$ 0,12	probabilité très supérieure à 0,001

La somme de ces effets a donc entraîné une différence considérable dans le nombre de fleurs. Mais à l'inverse des variétés à alternance cyclique, c'est le témoin qui a manifesté un taux de fructification très supérieur à celui du traitement :

Taux de fructification :

témoin	FR + = 0,66 BF $\pm$ 0,06	
traitement	FR — = 0,39 BF $\pm$ 0,06	probabilité supérieure à 0,001

Cette inversion des réactions en fin de cycle a atténué les effets précédents mais le bilan final est resté très positif pour le traitement (80,5 kg sur l'arbre en traitement contre 59,4 kg sur le témoin, soit environ 3 000 fruits contre 1 800).

Au deuxième cycle (1963-1964) il n'y a pas eu de modifications significatives du nombre de bourgeons formés. Mais des réactions se sont manifestées sur le taux d'induction et sur la floribondité, inversées par rapport au cycle précédent.

Taux d'induction :

Expression globale :

témoin.....	49,0 p. 100
traitement.....	29,6 —

Équation linéaire :

$$BF + = 0,47 B + 1,4 \quad \text{probabilité pente} = N. S.$$

$$BF - = 0,34 B - 1,1 \quad \text{probabilité hauteur très supérieure à } 0,005.$$

Floribondité :

Expression globale :

$$\text{témoin} \dots\dots\dots 161,8 \text{ p. } 100$$

$$\text{traitement} \dots\dots\dots 126,8 \quad —$$

Équation linéaire :

$$Fl + = 1,45 BF + 5,48 \quad \text{probabilité pente} = N. S.$$

$$Fl - = 1,42 BF - 3,10 \quad \text{probabilité hauteur très supérieure à } 0,005.$$

Le phénomène d'inversion observé au cycle précédent s'est à nouveau manifesté et le taux de fructification du « traitement » a été plus élevé que celui du témoin :

Taux de fructification :

Expression globale :

$$\text{témoin} \dots\dots\dots 8,7 \text{ p. } 100$$

$$\text{traitement} \dots\dots\dots 22,2 \quad —$$

Équation linéaire :

$$FR + = 0,12 BF - 1,0 \quad \text{probabilité pente} = N. S.$$

$$FR - = 0,19 BF + 0,8 \quad \text{probabilité hauteur très supérieure à } 0,005.$$

Cette inversion bien marquée a neutralisé assez fortement les effets précédents puisque analysé en fonction du nombre de bourgeons, le nombre de fruits est encore supérieur sur le « traitement ».

Nombre de fruits en fonction du nombre de bourgeons (à bois et à fleurs) :

Expression globale :

$$\text{témoin} \dots\dots\dots 4,20 \text{ p. } 100$$

$$\text{traitement} \dots\dots\dots 6,59 \quad —$$

Équation linéaire :

$$FR + = 0,046 B - 0,26 \quad \text{probabilité pente} = N. S.$$

$$FR - = 0,080 B - 0,97 \quad \text{probabilité hauteur} = 0,03.$$

En fonction de la longueur des pousses de 1962, les différences ne sont pas significatives. Mais la récolte produite montre une inversion par rapport au cycle précédent, en ce qui concerne le bilan final : l'arbre traité a produit 26,7 kg, l'arbre témoin 83,7 kg, soit respectivement environ 700 fruits contre 3 200 ⁽¹⁾.

Sur le nombre de bourgeons formés, le taux d'induction florale et la floribondité, les réactions de cette variété à l'enlèvement des très jeunes fruits ont été

⁽¹⁾ En fait ces différences sont beaucoup moins importantes si l'on tient compte des différences individuelles entre l'arbre témoin et l'arbre traité. En effet, au cours des quatre années (1962-1965) le témoin a produit en tonnage deux fois plus que le « traitement » ce qui n'a pas été le cas des autres variétés. Si on élimine ces différences en exprimant le tonnage en pourcentage de la récolte des quatre années, on a 16,9 p. 100 pour le témoin et 24,4 p. 100 pour l'arbre traité.

tout à fait semblables à celles des variétés à alternance cyclique. Mais leur inversion s'est manifestée beaucoup plus tôt chez *Prune d'Ente* puisqu'elle a eu lieu au cours même du cycle (sur le taux de fructification). Ainsi *Prune d'Ente* a eu des réactions cycliques avec effet de contre-réaction sur le taux de fructification. Comme les variétés à alternance cyclique, ses réactions à l'enlèvement des jeunes fruits ont été immédiates.

7. *Angelina Burdett* (P. 228)

Les réactions de cette variété ont été bien différentes de celles des précédentes.

Au cours du premier cycle (1962-1963), aucune manifestation significative n'a été enregistrée sur la croissance des pousses, ni sur le taux d'induction, ni sur la floribondité. Mais le traitement a entraîné par rapport au témoin une nette augmentation du *taux de fructification* :

témoin	FR + = 0,34	BF ± 0,09	
traitement	FR — = 0,57	BF ± 0,08	P très peu différent de 0,005

Ce type de réaction est assez remarquable, car aucune autre variété n'a manifesté de réaction sur le *seul* taux de fructification sans modifications du taux d'induction et de la floribondité qui jusque-là semblaient des effets fondamentaux de l'alternance. Ce retard apparent à réagir est assez particulier.

Au deuxième cycle (1963-1964), *Angelina Burdett* s'est montrée cette fois différente de toutes les autres variétés étudiées. En premier lieu elle a manifesté des réactions qui n'étaient pas apparues au premier cycle : le nombre de bourgeons, le taux d'induction florale et la floribondité ont été modifiés. Ensuite ces réactions, au lieu de s'inverser, sont restées de même sens qu'au cycle précédent.

Nombre de bourgeons formés :

Expression globale :

témoin	0,86 par cm
traitement	1,10 par cm

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} B + = 0,36 L + 10,80 \\ B - = 0,85 L + 5,53 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente} = N. S. \\ \text{probabilité hauteur} = 0,005 \end{array} \right\}$$

Taux d'induction :

Expression globale :

témoin	24,1 p. 100
traitement	53,3 —

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} BF + = 0,46 B - 4,0 \\ BF - = 0,63 B - 2,5 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente} = N. S. \\ \text{probabilité hauteur supérieure} \geq 0,005 \end{array} \right\}$$

Floribondité :

Expression globale :

témoin	112,3 p. 100
traitement	153,0 —

Équation linéaire :

$$\begin{array}{l} F1 + = 1,14 BF + 0,6 \\ F1 - = 1,88 BF - 4,8 \end{array} \left. \begin{array}{l} \text{probabilité pente supérieure à } 0,005 \\ \text{probabilité hauteur} = N. S. \end{array} \right\}$$

D'une façon générale les fruits ont été très peu abondants (conditions probablement défavorables au moment de la floraison précoce chez cette variété) et à l'analyse globale les bilans de ce cycle ne sont pas significatifs entre témoin et « traitement ». En fait l'arbre traité a produit 140 fruits tandis que l'arbre témoin n'en a produit que 91, soit respectivement 5,1 kg contre 3,9 kg.

Les réactions d'*Angelina Burdett* ayant été de même sens au cours des deux cycles, elles sont *pluricycliques*. Ces réactions, étalées sur plusieurs cycles, sont cependant plus lentes à apparaître puisqu'on ne les constate qu'en fin de premier cycle.

En résumé, au cours des deux cycles étudiés, la suppression des très jeunes fruits a entraîné un des quatre types de réactions suivants :

- non-réaction : *Madame Guttin* ;
- réactions cycliques : *Bonne de Bry*, *Gabrielle Combes*, *Des Béjonnieres* et *Reine Claude* ;
- réactions cycliques avec contre-réaction (sur le taux de fructification) : *Prune d'Ente* ;
- réactions pluricyclique (avec retard) : *Angelina Burdett*.

II. — VARIATIONS COMPARÉES DES RENDEMENTS

Les variations de production sont comparées d'une part entre arbres de l'essai et d'autre part entre arbres de même âge que les précédents et cultivés dans le même milieu. Ces arbres « hors essai » sont greffés sur *Myroblan* P 34. Contrairement aux arbres de l'essai, ils ont toujours été taillés normalement.

L'observation porte sur une période de quatre ans (1962 à 1965). Pour chaque variété on compare les variations des productions entre arbres de l'essai, puis entre arbres « hors essai » afin d'obtenir des informations complémentaires à partir d'arbres en conditions culturelles normales.

Pour éviter des comparaisons entre arbres ayant eu sur l'ensemble des quatre années des productions cumulées assez différentes, les rendements annuels pour chaque arbre sont exprimés en pourcentage du tonnage total des quatre années. On compare ainsi à niveau égal de production les variations de rendement sans les modifier (en réalité la plupart des arbres d'une même variété et d'un même lot ont eu des productions cumulées assez voisines).

1. *Madame Guttin* (voir fig. 1)

Malgré la suppression des fruits, l'arbre traité a conservé, l'année suivante, une production inférieure à celle de l'arbre témoin : ainsi deux années de suite, l'arbre témoin a eu une production supérieure à celle de l'arbre traité. En 1964, une fécondation à peu près nulle, (probablement due à des conditions défavorables à la polli-

nisation, la floraison étant très précoce chez cette variété) a entraîné chez tous les arbres une absence de production. En 1965, par contre, c'est l'arbre traité qui a eu un rendement très supérieur à celui de l'arbre témoin.

Les arbres « hors essai » malgré de faibles différences de production en 1962 ont présenté entre eux les mêmes variations que les arbres de l'essai : maintien des différences de production en 1963, production nulle en 1964 et inversion des productions en 1965.

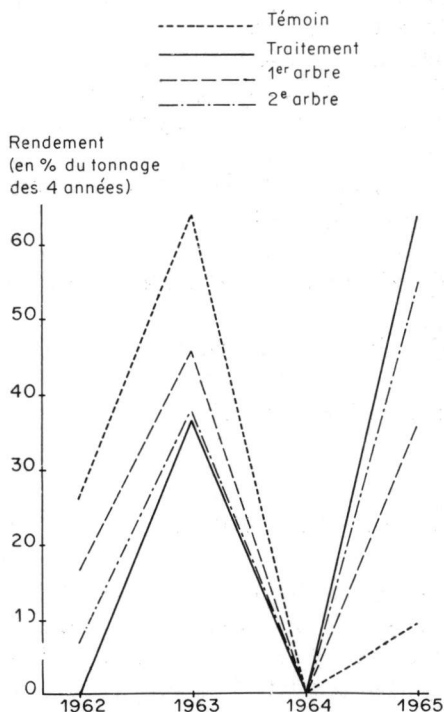


FIG. 1. — Variation de production de Madame Guttin

Arbres de l'essai et arbres hors essai conservent en 1963 les différences de 1962. Après une année de récolte accidentellement nulle en 1964, les tonnages sont complètement inversés en 1965 par rapport aux années précédentes (alternance pluriannuelle).

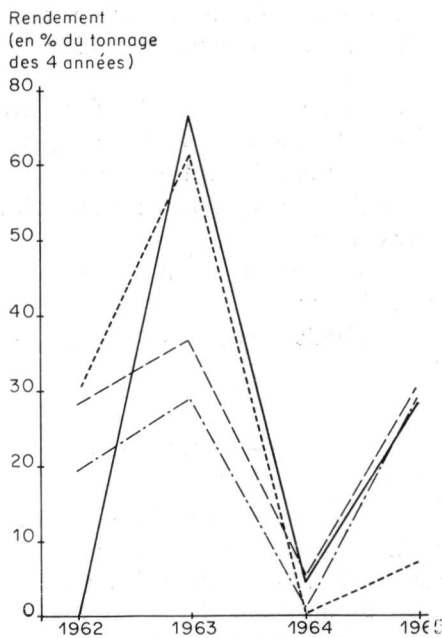


FIG. 2. — Variation de production d'Angelina Burdett

Les arbres de l'essai voient leurs différences de 1962 s'inverser dès l'année suivante puis rester semblables en 1964 et encore de même sens en 1965 (bien que plus importantes). Les arbres hors essai voient leurs différences rester constamment de même sens mais s'atténuer d'année en année (alternance pluriannuelle).

D'une façon générale, les arbres de cette variété manifestent entre eux une alternance relative dont la phase paraît assez longue : *pluriannuelle* ou au moins *bisannuelle*. Tout se passe comme s'il fallait plusieurs années consécutives de forte production relative pour entraîner ensuite une faible production.

2. Angelina Burdett (voir fig. 2)

Pour les arbres de l'essai, le traitement a entraîné une production légèrement plus élevée en 1963 (cette différence est significative puisque confirmée par les résultats de l'analyse des manifestations aux différents stades). En 1964 les différences

se sont maintenues mais en 1965, tout en étant toujours de même sens, elles ont été beaucoup plus prononcées. Donc une année de production bien différente entre témoin et traitement a été suivie d'une inversion des rendements entre arbres, qui s'est maintenue au moins trois ans.

Entre les arbres « hors essai », les différences étaient faibles en 1962 et on n'a pas constaté d'alternance relative, les productions évoluant semblablement d'année en année ; les différences entre arbres existant en 1962 se sont atténuées un peu plus chaque année pour être quasiment nulles en 1965. Toutefois, une observation effectuée sur les années suivantes aurait peut-être montré que les arbres « hors essai » après avoir accumulé trois ou quatre années de différences faibles voyaient leurs différences s'inverser et se maintenir plusieurs années.

Remarque.

Chaque courbe de production prise isolément semble indiquer une assez forte alternance annuelle. Toutefois il convient de remarquer qu'en 1964 la fécondation probablement mal assurée (floraison précoce) explique en partie cette importante variation. De toutes façons, on ne tient pas compte ici de la variation de production de chaque arbre pris isolément : cette variation groupe l'alternance vraie et la variation de production due aux conditions momentanées ; seule l'évolution des différences de rendements entre arbres est considérée.

Les arbres de cette variété manifestent donc entre eux une alternance relative à partir du moment où leurs productions sont bien différentes (cependant il est pos-

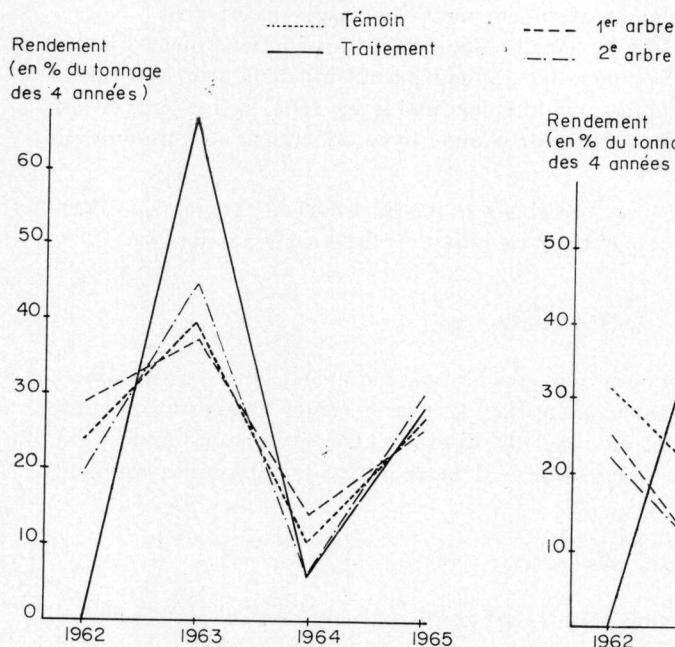


FIG. 3. — Variation de production de Bonne de Bry. Arbres de l'essai et arbres hors essai voient leurs différences s'inverser chaque année (alternance annuelle).

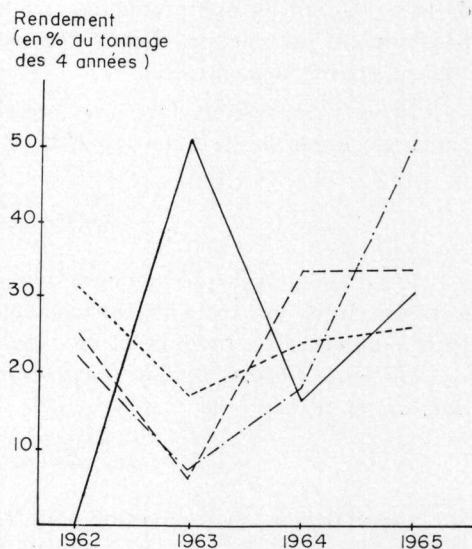


FIG. 4. — Variation de production de Prune d'Ennte. Arbres de l'essai et arbres hors essai voient leurs différences s'inverser chaque année (alternance annuelle).

sible que l'alternance existe même entre arbres n'ayant au départ qu'une faible différence de production mais que la phase en soit alors trop longue pour être vue sur ces quatre années d'observation). L'alternance observée est *pluriannuelle* comme si plusieurs années consécutives de phase « PLUS » étaient nécessaires pour entraîner une série d'années de phase « MOINS ».

3. *Bonne de Bry* (voir fig. 3)

Après la suppression des fruits, l'arbre traité a eu une production nettement supérieure à celle du témoin ; en 1964 c'est l'arbre témoin qui a eu la production la plus forte et en 1965, les valeurs relatives se sont à nouveau inversées.

Les arbres « hors essai » malgré des différences plus faibles en 1962 ont alterné entre eux d'année en année d'autant plus faiblement que les différences de production en 1962 étaient plus réduites.

Tous les arbres ont eu en 1965 un rendement très voisin.

Bonne de Bry semble donc très sensible à la modification de charge. Elle manifeste alors une *alternance annuelle* qui n'est pas très forte et qui décroît rapidement.

4. *Prune d'ente* (voir fig. 4)

Après la suppression des fruits, l'arbre traité a manifesté chaque année une alternance marquée par rapport au témoin. Mais les différences très importantes en 1963, se sont considérablement atténuées dans les années ultérieures.

Les arbres « hors essai » ont eu dans l'ensemble des productions identiques au cours des quatre années (courbe 1 de la fig. 4). Mais parmi eux, deux arbres (courbe 2 de la fig. 4) ont eu une production relativement faible en 1964 (la raison n'en est pas connue). En 1965 ces deux arbres ont compensé ce déficit par une production très supérieure aux autres.

Prune d'Ente paraît donc assez sensible à la modification de charge. Son alternance est *annuelle*, de force moyenne et semble décroître assez rapidement.

5. *Gabrielle Combes* (voir fig. 5)

Les différences de production provoquées en 1962 ont amené entre l'arbre témoin et l'arbre traité une forte alternance annuelle ; les autres arbres, quelles qu'aient été leurs différences de production en 1962 ont alterné entre eux chaque année.

Gabrielle Combes semble donc sensible à la charge. Son alternance est alors *annuelle* et forte.

6. *Des Béjonnières* (voir fig. 6)

Les variations de production pour les arbres de l'essai et pour les autres correspondent tout à fait à ce qui a été vu pour *Gabrielle Combes*.

Des Béjonnières semble donc sensible à la charge. Son alternance est *annuelle* et forte, tendant semble-t-il à décroître.

7. *Reine Claude* (voir fig. 7)

Les productions de cette variété n'ont pas été pesées. L'alternance y est du même type que celle de *Gabrielle Combes* et *Des Béjonnieres* mais plus forte.

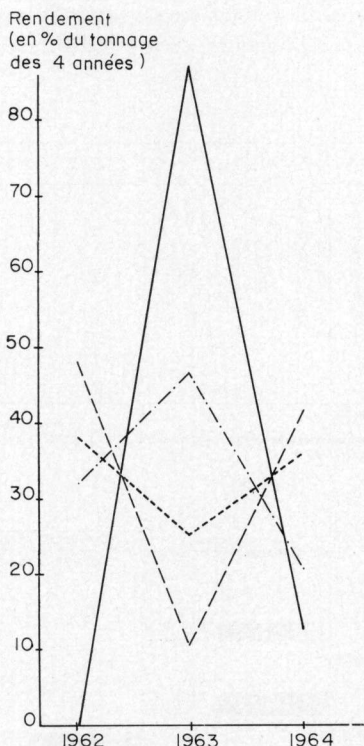


FIG. 5. — Variation de production de Gabrielle Combes

Arbres de l'essai et arbre hors essai voient leurs différences s'inverser fortement chaque année (alternance annuelle).

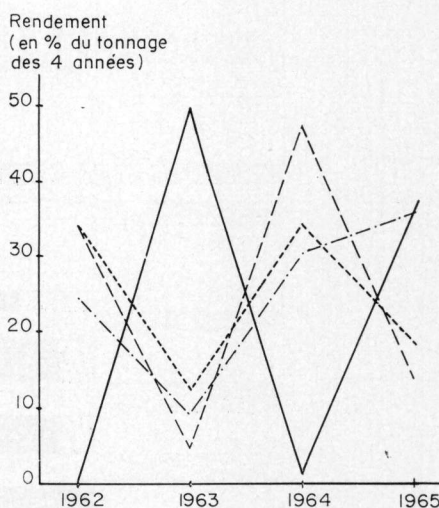


FIG. 6. — Variation de production de Des Béjonnieres

Arbres de l'essai et arbres hors essai voient leurs différences s'inverser chaque année (alternance annuelle).

Conclusion

En ce qui concerne la seule production, on a donc pu relever deux types d'alternance au cours de la période de 4 ans :

alternance pluriannuelle : *Madame Guttin* et *Angelina Burdett*.

alternance annuelle : *Bonne de Bry*, *Gabrielle Combes*, *Des Béjonnieres*, *Reine Claude* et *Prune d'Ente*.

En fait ces deux types d'alternance ne sont peut-être pas toujours parfaitement tranchés et si chez *Bonne de Bry* elle paraît typiquement annuelle même entre arbres ayant au départ de faibles écarts de production, on trouve chez *Des Béjonnieres* et chez *Prune d'Ente* quelques arbres, qui ayant en 1962 de faibles écarts de production

alternent entre eux pluriannuellement (bien sûr il n'est pas possible de préciser la probabilité de signification de ces variations).

Aussi est-il peut-être préférable de penser que la durée de la phase d'alternance entre deux arbres comparables d'une même variété est en relation avec les écarts de production entre ces deux arbres ; un écart important entraînerait une inversion immédiate de phase (alternance annuelle) tandis que de faibles écarts seraient insuffisants pour la provoquer ; il faudrait alors cumuler plusieurs années de différences pour voir les productions s'inverser.

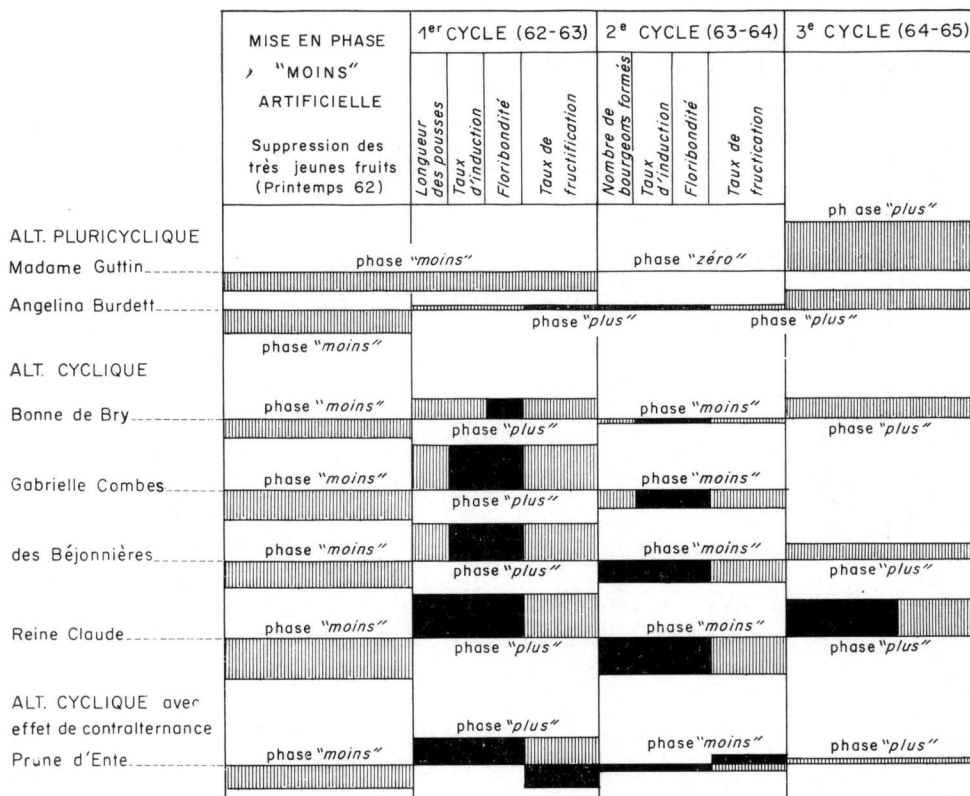


FIG. 7. — Divers types d'alternance observés (productions et réactions particulières).

Les diagrammes concernent les arbres traités par rapport aux arbres témoins. Les rectangles hachurés représentent les productions et leur largeur est proportionnelle à l'amplitude de la réaction des arbres traités par rapport aux arbres témoins (pour *Reine Claude* elle est approximative, les récoltes n'ayant pas été pesées). Les rectangles noirs représentent les réactions particulières analysées aux premier et deuxième cycles (et aussi au troisième cycle pour *Reine Claude*).

Dans cette hypothèse, le type d'alternance observé entre deux arbres dépendrait du seuil de sensibilité des variétés, certaines nécessitant des différences de charge extrêmement fortes entre deux arbres pour alterner annuellement, les autres adoptant ce comportement avec une différence de charge beaucoup plus faible.

CONCLUSION

Il existe effectivement des types assez différents d'alternance chez *Prunus domestica*. On a rencontré, suivant les variétés, des variations dans la durée de la phase d'alternance, dans son amplitude et dans les réactions particulières responsables du phénomène.

Il semble bien que l'alternance annuelle soit la plus classiquement rencontrée puisque sur les sept variétés, cinq correspondent à ce type. Pour les deux autres variétés, la phase semble beaucoup plus longue, mais pour en préciser la durée il faudrait les étudier pendant un temps beaucoup plus long et selon un dispositif beaucoup plus précis éliminant systématiquement toute cause de variation étrangère à l'alternance. Il est possible en fait que ces deux variétés alternent chacune selon une modalité assez différente.

Enfin on n'a pas rencontré de cas véritable de non-alternance comme le laissait penser l'étude des réactions particulières menée sur deux cycles, mais simplement un étalement de la phase d'alternance tel que la période de l'inversion de phase, par sa lente progressivité, semble être une période de non-alternance.

Mises à part les variétés à alternance pluriannuelle pour lesquelles le temps relativement court d'étude ne permet pas de préciser si elles sont fortement ou faiblement alternantes, on constate pour ce caractère des différences assez sensibles chez les variétés à alternance annuelle : *Bonne de Bry* semble moins fortement alternante que les autres variétés, *Prune d'Ente* le serait davantage, *Gabrielle Combes* et surtout *Des Béjonnières* le seraient beaucoup plus ; quant à *Reine Claude* elle l'est très fortement.

Il est également possible que l'alternance soit plus ou moins persistante selon les variétés mais pour le préciser il faudrait une étude poursuivie pendant un temps plus long et dans un milieu artificiel très contrôlé. Il est possible que les variétés restant le plus longtemps en alternance soient celles qui ont manifesté une plus forte alternance.

Mais le point capital de l'étude reste la mise en évidence des réactions particulières aboutissant à l'alternance de production. Ce sont elles qui doivent permettre de tracer la voie des recherches ultérieures.

Il existe une manifestation sur la croissance, celle-ci étant supérieure en année « MOINS. » Ceci n'a pas été observé chez toutes les variétés. Cette variation de croissance entraîne dans le même sens une variation du nombre de bourgeons. Mais cette variation peut exister indépendamment de la variation de croissance par simple variation du nombre de bourgeons à l'aisselle d'une feuille : en particulier par l'adjonction d'un ou deux bourgeons à fleurs à un bourgeon à bois. Cette variation du nombre de bourgeons n'a pas non plus été observée pour toutes les variétés en alternance.

Le fait le plus saillant est la variation du taux d'induction chez une variété en alternance. Cette variation s'accompagne presque systématiquement d'une variation de même sens du nombre de fleurs par bourgeons ; la liaison de ces deux phénomènes se traduit par une variation assez considérable du nombre de fleurs chez les arbres en alternance. Toutefois il convient de souligner que *Angelina Burdett* n'a pas mani-

festé cette double réaction au premier cycle bien qu'elle fût durant cette période en phase « PLUS » (manifestation sur le taux de fructification).

La variation du taux de fructification semble indépendante des réactions précédentes. En effet, chez les variétés à alternance cyclique qui ont manifesté une réaction pourtant importante du taux d'induction et de la floribondité il n'y a pas eu de réaction sur le taux d'induction ; bien plus, chez *Prune d'Ente* cette réaction a été à l'inverse des réactions d'induction et de floribondité ; enfin *Angelina Burdett* au premier cycle n'a alterné que par le taux de fructification sans modification du taux d'induction et de la floribondité.

Finalement, de toutes les manifestations d'alternance, la plus importante reste dans l'ensemble la réaction du taux d'induction qui semble avoir, sauf exception rare, le rôle prépondérant. Encore n'est-il pas exclu que le cas d'alternance par seule variation du taux d'induction ne soit pas dû à une variation de fertilité de la fleur, c'est-à-dire à un phénomène très voisin de la variation du taux d'induction. Aussi, c'est particulièrement sur l'induction que devront porter les travaux ultérieurs.

Reçu pour publication en juin 1966.

SUMMARY

VARIOUS TYPES OF ALTERNATE BEARING OBSERVED IN « PRUNUS DOMESTICA »

The term alternate bearing is given to an irregularity in fruit production which is not explained by the conditions of the medium at the time. This phenomenon varies in extent according to the variety.

In order to study this phenomenon at different stages up to fruiting, seven varieties of *Prunus domestica* were artificially caused to alternate. The very young fruits were suppressed in a good production year, putting the trees and branches thus treated into an alternation which was in inverse proportion to the controls. During the two following cycles, the reactions were compared in the number of buds formed, the number of flowering buds in relation to the number of buds, the number of flowers per bud, and the number of fruits per floral bud.

The analyses carried out showed that the treated trees reacted according to their varieties quite differently from the control trees :

— *Madame Guttin* did not react.
— *Bonne de Bry*, *Gabrielle Combes*, *Des Béjonnieres* and *Reine-Claude* showed cyclic type reactions :

→ *Bonne de Bry* : an increase in the number of flowers per floral bud was shown at the first cycle (floribundity).

At the second cycle there was an inverse response ; the rate of induction, and floribundity decreased.

→ *Gabrielle Combes* reacted in its rate of induction and in its floribundity ; these increased in the first cycle and decreased in the second.

→ *Des Béjonnieres* showed an increased rate of induction and floribundity in the first cycle. In the second cycle, the number of buds formed, the rate of induction and floribundity were diminished.

→ *Reine-Claude* showed an increase in growth of shoots, of rate of induction and of floribundity in the first cycle. In the second cycle, the number of buds formed, the rate of induction and the floribundity were diminished.

— *Prune d'Ente* showed in the first cycle an increase in growth of shoots and of floribundity, but a decrease in rate of induction ; in the second cycle there was a decrease in the number of buds formed, in the rate of induction, and in floribundity, but an increase in the rate of fructification. These reactions are thus of the same type as the preceding but the inversion observed in the rate of fructification is peculiar (effect of contra-alternation).

— *Angelina Burdett* only reacted in the first cycle by an increase in rate of induction. In the second cycle, the number of buds formed, the rate of induction and floribundity were *increased again* (the rate of fructification was not analyzed). The reactions of this variety were most unusual since in the first cycle it did not react in the first stages, and in the second cycle the reactions were not inverted and were not manifested in the same stages.

These analyses were completed by a study of production carried out during four years on the trees in the experiments and on similar trees in normal culture. The results are as follows :

— *Madame Guttin* : The differences in production between the trees were maintained and only inverted three years afterwards.

Angelina Burdett : the slight differences in production were inverted the following year but then remained the same and did not invert later.

These two varieties appear to have a *multiannual alternate bearing*. With *Bonne de Bry*, *Prune d'Ente*, *Gabrielle Combes*, *Des Béjonnieres* and *Reine-Claude* there are differences of production between trees which invert each year. They have an *annual alternate bearing*.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BOWMAN F. T., 1941. The influence of early times of fruit removal on the growth and composition of alternate-bearing sugar prune trees with special reference to blossom bud formation. *J. Pomol.* XIX, 34-77.
- BROWN D. S., 1953. The effects of irrigation on flower bud development and fruiting in the apricot. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **61**, 119-124.
- BROWN G. G., 1942. How long does the influence of thinning *Yellow Newton* apple trees last. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **40**, 99-102.
- DAVIS L. D., 1942. The effect of deflorating or defruiting upon blossom bud differentiation in the sugar prune (Abstract). *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **40**, 126-127.
- DAVIS L. D., 1957. Flowering and alternate bearing. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **70**, 545-556.
- DAVIES M. H. E., 1959. Some trials of the effects of defloration upon cropping of apples. *A. R. East Malling Res. Stat. for 1958*, **A 42**, 53.
- DORSEY M. J., McMUNN R. L., 1942. Studies of alternate bearing in the apple. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **41**, 37-44.
- DEGMAN E. S., FURR J. R., MAGNESS J. R., 1932. Relation of soil moisture to fruit bud formation in apples. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **29**, 199-201.
- FISHER D. V., 1951. Time of blossom bud induction in apricots. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **58**, 19-22.
- GRIGGS W. H., SCHRADER A. L., 1941. Effect of branch ringing before and after blossoming on the fruit set of the *Delicious* apple. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **38**, 89-90.
- HARLEY C. P., MASURE M. P., MAGNESS J. R., 1932. Effects of leaf area, Nitrate of soda and soil moisture on fruit bud formation in the *Delicious* apple. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **29**, 193-198.
- HARLEY C. P., MASURE M. P., MAGNESS J. R., 1933. Fruit thinning and biennial bearing in *Yellow Newton* apples. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **30**, 330-331.
- HARLEY C. P., MASURE M. P., MAGNESS J. R., 1934. Fruit thinning and biennial bearing on individual main leaders of *Yellow Newton* apple. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **32**, 43-46.
- HARLEY C. P., MASURE M. P., MAGNESS J. R., 1941. Physiological factors associated with flower bud initiation in the apple (Abstract). *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **38**, 91-92.
- LAMB J. G. D., GOLDEN J. D., POWER M., 1959. Chemical composition of the shoot leaves of the apple *Laxton's Superb* as affected by biennial bearing. *J. hort. Sci.*, 1959, **34**, 193-198.
- McCORMICK A. C., 1933. Control of biennial bearing in apples. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **30**, 326-329.
- MAGNESS J. R., FLETCHER L. A., ALDRICH W. W., 1933. Time during which fruit-bud formation in apples may be influenced in the Shenandoah-Cumberland fruit districts. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **30**, 313-318.
- MAGNESS J. R., BATJER L. P., BAYNES W. C., 1943. Attempts to influence flower bud initiation in apples by chemical growth substances. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **43**, 53-55.
- MURNEEK A. E., 1933. Carbohydrate Storage in apple trees. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **30**, 319-321.
- OVERHOLSER E. L., OVERLEY F. L., BARNHILL L. M., 1937. Correlations of trunk circumference increase and length of terminal growth with yield of apples. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **35**, 263-268.
- OVERHOLSER E. L., OVERLEY F. L., WILCOX J. C., 1942. Some correlations between growth and yield of the apple in Central Washington. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **40**, 11-15.
- PICKETT B. S., 1942. Initiation of peach flower parts. *Proc. Amer. Soc. hort. Sci.*, **40**, 111-112.
- SINGH L. B., 1948. Studies on biennial bearing. II. A review of the literature. *J. hort. Sci.*, **24**, 45-65.

- SINGH L. B., 1948. Studies on biennial bearing. III. Growth studies in « on » and « off » year trees. *J. hortic Sci.*, **24**, 123-148.
- SINGH L. B., 1948. Studies on biennial bearing. IV. Bud-rubbing, blossom thinning and defoliation as possible control measures. *J. hortic Sci.*, **24**, 159-176.
- STRUCKMEYER B. E., ROBERTS R. H., 1942. Investigations on the time of blossom induction in wealthy apple trees. *Proc. Amer. Soc. hortic Sci.*, **40**, 113-119.
- THIES W. H., 1933. Effect of defloration on spur leaf area in the *McIntosh* apple. *Proc. Amer. Soc. hortic Sci.*, **30**, 309-312.
- TSUIN SHEN, 1941. The influence of leaf fruit ratio on alternate bearing in the apple. *Proc. Amer. Soc. hortic Sci.*, **38**, 127-132.
-

INFLUENCE DES FACTEURS DU MILIEU SUR L'EXPRESSION DE LA SEXUALITÉ DU CHANVRE MONOÏQUE (*Cannabis sativa* L.)

III ⁽¹⁾. — NOTE SUR L'INTERACTION ENTRE LE CYCLE PHOTOPÉRIODIQUE
ET LA NUTRITION AZOTÉE

M. ARNOUX

avec la collaboration technique de H. BLAYAC et L. CLAPARÈDE

*Station d'Amélioration des Plantes,
Centre de Recherches agronomiques du Midi,
École nationale supérieure agronomique, 34 - Montpellier*

SOMMAIRE

L'étude de l'interaction entre cycle photopériodique et nutrition azotée permet de constater que ces deux facteurs ont une action indépendante sur l'expression de la sexualité du chanvre monoïque.

INTRODUCTION

Le phénotype sexuel sous lequel s'exprime un génotype monoïque de chanvre peut-être fortement modifié par les conditions du milieu de végétation. Deux publications précédentes (ARNOUX, 1963-1966) ont rapporté les résultats de recherches concernant le rôle joué dans ce phénomène par le cycle photopériodique d'une part, la nutrition azotée d'autre part. L'étude successive de ces deux facteurs a permis de mettre en évidence :

— une action « masculinisante » ou « féminisante » du cycle photopériodique selon que la durée quotidienne du jour est longue ou courte.

— une « masculinisation » du phénotype sexuel lorsque la nutrition est riche en azote.

⁽¹⁾ Les première et deuxième parties ont paru dans *Ann. Amélior. Plantes*, 1963, **13** (1), 27-49, et 1966, **16** (2), 123-134.

Une nouvelle expérience, rapportée ci-dessous, a permis ensuite d'éprouver l'interaction entre ces deux causes des modifications observées de l'expression de la rexualité du chanvre monoïque.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

La variété monoïque éprouvée est la même que celle utilisée lors des expériences antérieures ; il s'agit du type *C. 63*, originaire des États-Unis d'Amérique.

L'expérience est réalisée en milieu synthétique, selon la technique des « cultures sans sol ». Les techniques de contrôle du cycle photopériodique et de la nutrition azotée sont strictement identiques à celles décrites dans les publications précédentes (ARNOUX, 1963-1966). Les traitements suivants sont mis à l'épreuve :

a) trois cycles photopériodiques comprenant respectivement une durée quotidienne de jours de 10 heures, 14 heures et 24 heures.

b) deux solutions nutritives différant par leur concentration en azote nitrique : 3 milliéquivalents d'azote par litre de solution et 12 milliéquivalents d'azote par litre.

Toutes les combinaisons de ces deux traitements sont comprises dans un dispositif expérimental à quatre répétitions ; 100 plantes en moyenne sont observées dans chaque répétition.

RÉSULTATS

Le tableau 1 rapporte les pourcentages observés de plantes monoïques et femelles dans chaque traitement.

TABLEAU I

Pourcentage observé d'individus monoïques et femelles

Équilibre des solutions	Durée quotidienne du jour					
	10 heures		14 heures		24 heures	
	monoïques (%)	femelles (%)	monoïques (%)	femelles (%)	monoïques (%)	femelles (%)
3 méq. d'azote/litre	23	77	52	48	74	26
12 méq. d'azote/litre	41	59	72	28	88	12

L'effet dû à la durée quotidienne du jour est hautement significatif au seuil de probabilité $P = 0,01$; il en est de même de l'effet dû à la nutrition azotée.

L'interaction entre la durée du jour et la nutrition azotée n'est pas significative au seuil de probabilité $P = 0,05$ (test de Student-Fisher ; t calculé : 0,54 ; t de la table : 3,18).

DISCUSSION — CONCLUSION

Ces observations vérifient tout d'abord les résultats des recherches antérieures et confirment la « masculinisation » du phénotype sexuel précédemment constatée sous l'influence des jours longs ou d'une nutrition riche en azote. Ce phénomène se vérifie également en ce qui concerne le degré d'expression de la monœcie. Ce degré d'expression est défini selon l'échelle établie par le Pr VON SENGBUSCH, dans laquelle les types notés 1 + (une croix) ont une proportion élevée de fleurs mâles alors qu'à l'autre extrême, chez les types 5 +, cette proportion est faible. Le tableau 2 indique le pourcentage de ces différents types pour chaque traitement.

TABLEAU 2

Influence des différents traitements sur le degré d'expression de la monœcie jugée selon l'échelle établie par le Pr VON SENGBUSCH

Pourcentages d'individus du type		Durée quotidienne du jour								
		10 heures			14 heures			24 heures		
		1 +	3 +	5 +	1 +	3 +	5 +	1 +	3 +	5 +
Équilibre des solutions	3 méq. d'azote/litre	2	13	85	1	16	83	18	21	61
	12 méq. d'azote/litre	2	18	80	7	31	62	23	30	27

Mais cette nouvelle expérience permet surtout de constater l'absence d'interaction entre le cycle photopériodique et la nutrition azotée. Ces deux facteurs ont donc une action indépendante sur l'expression de la sexualité du chanvre monoïque ; cette conclusion a pu par ailleurs être vérifiée en plein champ, dans une série d'essais factoriels réalisés en trois régions différentes de France, faisant varier la date de semis ainsi que la fumure azotée appliquée à une autre variété : *Fibrimon 21*

Le chanvre monoïque réagit donc au cycle photopériodique indépendamment de la nutrition azotée qu'il reçoit et les effets de ces deux facteurs s'additionnent pour modifier l'expression de sa sexualité.

Reçu pour publication en mai 1966.

SUMMARY

INFLUENCE OF ENVIRONMENT ON SEXUAL EXPRESSION
IN MONOECIOUS HEMP (« CANNABIS SATIVA » L.). III. — NOTE
ON THE EFFECT OF PHOTOPERIOD AND NITROGEN SUPPLY

Modifications of the sexual phenotype of the monoecious variety *C. 63* the under influence of different photoperiodic cycles and different nutrient solutions were studied in a factorial experiment carried out in soil-free cultures.

The results given in table 1 confirm the « masculinising » effect of long days and high nitrogen supply. They show, moreover, an absence of interaction between the two factors.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ARNOUX M., 1963. Influence des facteurs du milieu sur l'expression de la sexualité du chanvre monoïque (*Cannabis sativa* L.) I. Action du cycle photopériodique. *Ann. Amélior. Plantes*, **13**, (1), 27-49.
- ARNOUX M., 1966. Influence des facteurs du milieu sur l'expression de la sexualité du chanvre monoïque (*Cannabis sativa* L.) II. Action de la nutrition azotée. *Ann. Amélior. Plantes*, **16** (2), 123-134.
-

ANALYSE DE LA VARIANCE
UNE MÉTHODE GÉNÉRALE D'ÉTABLISSEMENT
DES COEFFICIENTS ORTHOGONAUX PERMETTANT
LA DÉCOMPOSITION D'UNE SOMME DE CARRÉS,
EN SES COMPOSANTES DE RÉGRESSIONS POLYNOMIALES

M.-A. DALEBROUX

*Services de Biologie de l'Euratom ⁽¹⁾
Bruxelles, Belgique*

SOMMAIRE

Dans l'article qui suit, l'auteur s'efforce de présenter une méthode facile de calcul des coefficients orthogonaux nécessaires aux tests des composantes de régressions polynomiales dans une analyse de variance.

Une attention particulière est donnée aux cas dans lesquels trois niveaux seulement de la variable indépendante sont employés. En l'occurrence, les formules générales sont données pour les situations expérimentales suivantes :

1.) les niveaux de la variable indépendante sont inégalement espacés et les totaux-traitements sont observés sur des nombres égaux d'unités expérimentales.

2.) les niveaux de la variable indépendante sont inégalement espacés et les totaux-traitements sont observés sur des nombres inégaux d'unités expérimentales.

I. — INTRODUCTION

Dans les divers domaines de la recherche en biologie, le chercheur se trouve souvent placé devant des problèmes de calcul statistique auxquels il n'est pas toujours bien préparé. L'un des écueils qui surgissent fréquemment est le calcul des différentes sommes de carrés afférentes aux régressions polynomiales susceptibles de représenter une réponse à une variable indépendante quantitative fixée.

⁽¹⁾ Détaché à l'I. N. R. A., Station d'Amélioration des Plantes, B.P. 530, 21-Dijon, (France).

Il existe des tables (FISHER and YATES, 1957) fournissant les coefficients orthogonaux jusqu'à 75 niveaux de la variable indépendante. Cependant, ces tables ne représentent qu'un cas particulier soumis aux deux conditions suivantes :

1° les doses, ou niveaux, de la variable indépendante sont uniformément espacées et, par conséquent, sont codées 0, 1, 2, ..., $n-1$, n .

2° les totaux-traitements sur lesquels on calcule les différentes sommes de carrés sont supposés être observés sur le même nombre d'unités expérimentales.

Si l'une ou l'autre de ces deux conditions n'est pas remplie, les tables ne servent plus à rien, et chaque expérience constitue un cas particulier pour lequel l'expérimentateur doit trouver les coefficients orthogonaux adéquats. La bibliographie à ce sujet est assez dispersée. Aussi, le but de cet article n'est-il pas de fournir une méthode nouvelle, mais bien de présenter une synthèse accessible aux chercheurs peu familiarisés avec la statistique appliquée.

II. — NOTION D'ORTHOGONALITÉ

Supposons trois totaux, T_0 , T_1 et T_2 , tous observés sur un même nombre r d'unités expérimentales. Toute fonction linéaire de ces totaux, par exemple

$$Z_1 = -T_0 + T_2,$$

est appelée *comparaison* entre les dits totaux si la somme des coefficients affectant ces totaux est égale à zéro. Ici, on a

$$\sum_i C_{1,i} = -1 + 0 + 1 = 0.$$

La fonction linéaire

$$Z_2 = T_0 - 2T_1 + T_2$$

est aussi une comparaison entre les totaux T_i puisque

$$\sum_i C_{2,i} = 1 - 2 + 1 = 0.$$

Les deux comparaisons, Z_1 et Z_2 , sont *orthogonales* car on a

$$\sum_i C_{1,i} C_{2,i} = (-1)(1) + (0)(-2) + (1)(1) = 0.$$

Pour que deux comparaisons puissent entrer dans une analyse de variance afin de décomposer une somme de carrés en ses composantes simples (c'est-à-dire avec un seul degré de liberté chacune), il faut, et il suffit, qu'elles soient orthogonales. De même, pour que k comparaisons puissent entrer dans une analyse de variance, il faut, et il suffit, qu'elles soient orthogonales *deux à deux*. Par exemple, les trois comparaisons

$$\begin{aligned} Z_1 &= -3T_0 - T_1 + T_2 + 3T_3 \\ Z_2 &= T_0 - T_1 - T_2 + T_3 \\ Z_3 &= T_0 + 3T_1 - 3T_2 + T_3 \end{aligned}$$

sont orthogonales deux à deux car

$$\sum_i C_{1,i} C_{2,i} = \sum_i C_{1,i} C_{3,i} = \sum_i C_{2,i} C_{3,i} = 0.$$

Si les totaux T_i sont observés sur des nombres différents, r_i , d'unités expérimentales, toute fonction linéaire de ces totaux, par exemple

$$Z_1 = C_{1,0}T_0 + C_{1,1}T_1 + \dots + C_{1,i}T_i + \dots + C_{1,n}T_n$$

constitue une comparaison entre les totaux si

$$\sum_i r_i C_{1,i} = 0.$$

Une autre comparaison,

$$Z_2 = C_{2,0}T_0 + C_{2,1}T_1 + \dots + C_{2,i}T_i + \dots + C_{2,n}T_n$$

est orthogonale vis-à-vis de Z_1 si

$$\sum_i r_i C_{1,i} C_{2,i} = 0.$$

III. — EXEMPLE DE CALCUL

On va présenter ici un exemple numérique basé sur la méthode générale, c'est-à-dire en supposant que :

1° les totaux sont observés sur des nombres différents, r_i , d'unités expérimentales, et

2° les niveaux de la variable indépendante fixée sont inégalement espacés.

Supposons que la variable indépendante X soit appliquée aux quatre doses codées 0, 1, 2, et 4, et que les totaux observés correspondants, T_0 , T_1 , T_2 , et T_4 , soient comptés respectivement sur 2, 3, 5, et 4 unités expérimentales.

1. Calcul des coefficients fournissant la composante linéaire

On établit le tableau suivant :

X_i	r_i	$C_{1,i} = X_i + c_{1,0}$	$r_i C_{1,i}$
0	2	$c_{1,0}$	$2 c_{1,0}$
1	3	$1 + c_{1,0}$	$3 (1 + c_{1,0})$
2	5	$2 + c_{1,0}$	$5 (2 + c_{1,0})$
4	4	$4 + c_{1,0}$	$4 (4 + c_{1,0})$

Il faut

$$\sum_i r_i C_{1,i} = 14 c_{1,0} + 29 = 0$$

D'où

$$c_{1,0} = -\frac{29}{14}$$

Par conséquent, on obtient :

$$C_{1,0} = c_{1,0} = -\frac{29}{14}$$

$$C_{1,1} = 1 + c_{1,0} = -\frac{15}{14}$$

$$C_{1,2} = 2 + c_{1,0} = -\frac{1}{14}$$

$$C_{1,4} = 4 + c_{1,0} = +\frac{27}{14}$$

En ne tenant compte que des numérateurs, évitant ainsi dans les calculs le dénominateur commun, les coefficients orthogonaux fournissant la composante linéaire sont -29 , -15 , -1 et $+27$.

2. Calcul des coefficients fournissant la composante quadratique

Ayant calculé les coefficients afférents à la composante linéaire, il faut établir le second tableau ci-après :

X_i	r_i	$C_{1,i}$	$C_{2,i} = X_i^2 + c_{2,1}X_i + c_{2,0}$	$r_i C_{2,i}$
0	2	-29	$c_{2,0}$	$2 c_{2,0}$
1	3	-15	$1 + c_{2,1} + c_{2,0}$	$3(1 + c_{2,1} + c_{2,0})$
2	5	-1	$4 + 2 c_{2,1} + c_{2,0}$	$5(4 + 2 c_{2,1} + c_{2,0})$
4	4	$+27$	$16 + 4 c_{2,1} + c_{2,0}$	$4(16 + 4 c_{2,1} + c_{2,0})$

Il faut

$$\sum_i r_i C_{2,i} = 14 c_{2,0} + 29 c_{2,1} + 87 = 0 \quad (1)$$

$$\sum_i r_i C_{1,i} C_{2,i} = 377 c_{2,1} + 1663 = 0 \quad (2)$$

D'où, résolvant le système d'équations (1), (2) :

$$c_{2,0} = \frac{38}{13}$$

$$c_{2,1} = -\frac{1663}{377}$$

En conséquence, dénominateur commun mis à part,

$$C_{2,0} = c_{2,0} = +551$$

$$C_{2,1} = 1 + c_{2,1} + c_{2,0} = -92$$

$$C_{2,2} = 4 + 2 c_{2,1} + c_{2,0} = -358$$

$$C_{2,4} = 16 + 4 c_{2,1} + c_{2,0} = +241.$$

3. Calcul des coefficients fournissant la composante cubique.

On établit un troisième tableau :

X_i	r_i	$C_{1,i}$	$C_{2,i}$	$C_{3,i} = X_i^3 + c_{3,2}X_i^2 + c_{3,1}X_i + c_{3,0}$	$r_i C_{3,i}$
0	2	- 29	+ 551	$c_{3,0}$	$2 C_{3,0}$
1	3	- 15	- 92	$1 + c_{3,2} + c_{3,1} + c_{3,0}$	$3 C_{3,1}$
2	5	- 1	- 358	$8 + 4 c_{3,2} + 2 c_{3,1} + c_{3,0}$	$5 C_{3,2}$
4	4	+ 27	+ 241	$64 + 16 c_{3,2} + 4 c_{3,1} + c_{3,0}$	$4 C_{3,4}$

Les conditions nécessaires sont :

$$\sum_i r_i C_{3,i} = 14 c_{3,0} + 29 c_{3,1} + 87 c_{3,2} + 299 = 0 \quad (3)$$

$$\sum_i r_i C_{1,i} C_{3,i} = 377 c_{3,1} + 1663 c_{3,2} + 6827 = 0 \quad (4)$$

$$\sum_i r_i C_{2,i} C_{3,i} = 7988 c_{3,2} + 47100 = 0 \quad (5)$$

Rappelons que la condition

$$\sum_i r_i C_{1,i} C_{2,i} = 0$$

fut satisfaite lors du calcul des coefficients fournissant la composante quadratique.

D'où, résolvant le système d'équations (3), (4), (5) :

$$c_{3,0} = - \frac{2160}{1997}$$

$$c_{3,1} = \frac{15778}{1997}$$

$$c_{3,2} = - \frac{11775}{1997}$$

Dès lors, dénominateur commun mis à part,

$$C_{3,0} = c_{3,0} = - 90$$

$$C_{3,1} = 1 + c_{3,2} + c_{3,1} + c_{3,0} = + 160.$$

$$C_{3,2} = 8 + 4 c_{3,2} + 2 c_{3,1} + c_{3,0} = - 72.$$

$$C_{3,4} = 64 + 16 c_{3,2} + 4 c_{3,1} + c_{3,0} = + 15.$$

Les trois séries de coefficients orthogonaux nécessaires à la décomposition de

la somme des carrés totale-traitements en ses composantes linéaire, quadratique et cubique sont donc :

X_i	$C_{1,i}$	$C_{2,i}$	$C_{3,i}$
0	— 29	+ 551	— 90
1	— 15	— 92	+ 160
2	— 1	— 358	— 72
4	+ 27	+ 241	+ 15

IV. — CAS PARTICULIERS

1. *La variable indépendante est appliquée à trois niveaux inégalement espacés ; les totaux sont observés sur un même nombre, r , d'unités expérimentales*

Dans ce cas, le calcul des coefficients orthogonaux permettant de décomposer la somme des carrés totale-traitements en ses composantes linéaires et quadratique est très rapide.

Supposons que les niveaux de la variable indépendante soient codés 0, p , q , où

$$\begin{aligned} p \text{ et } q &\text{ sont des nombres entiers} \\ q &> p \\ p &\neq q - p. \end{aligned}$$

Désignons par T_0 , T_p et T_q les totaux-traitements observés chacun sur r unités expérimentales et correspondant aux niveaux 0, p , et q de la variable indépendante. Les coefficients orthogonaux nécessaires au test de la réponse linéaire sont calculés comme suit :

$$C_{1,i} = X_i - \bar{X}$$

où $\bar{X}$ est la moyenne arithmétique des X_i .

Notons que la formule ci-dessus est valable quel que soit le nombre de niveaux de la variable indépendante.

On obtient ainsi :

$$\begin{aligned} C_{1,0} &= 0 - \frac{p+q}{3} = -\frac{p+q}{3} \\ C_{1,p} &= p - \frac{p+q}{3} = \frac{2p-q}{3} \\ C_{1,q} &= q - \frac{p+q}{3} = \frac{2q-p}{3}. \end{aligned}$$

Dénominateur commun mis à part, les coefficients recherchés sont donc :

$$-p-q, \quad 2p-q, \quad 2q-p.$$

Pour trouver les coefficients nécessaires au test de la réponse quadratique, considérons la figure 1. Les droites d_1 et d_2 ont en commun le point (p, T_p) . Pour que ces deux droites puissent être considérées comme constituant une seule et même droite, il faut, et il suffit, que leurs coefficients angulaires soient égaux. Par conséquent, le test de la différence des coefficients angulaires de d_1 et d_2 répond à la ques-

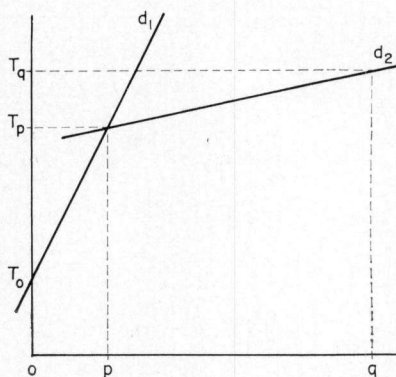


Fig. 1.

tion suivante : est-on autorisé ou non à admettre que les totaux observés T_0 , T_p et T_q se trouvent sur une seule et même droite théorique ? La différence des coefficients angulaires est :

$$Q = \frac{T_q - T_p}{q - p} - \frac{T_p - T_0}{p}.$$

Multipliant les deux membres de cette égalité par $p(q - p)$, on obtient :

$$Q' = p (T_q - T_p) - (q - p) (T_p - T_0)$$

où

$$Q' = p (q - p) Q$$

ou encore

$$Q' = p T_q - q T_p + (q - p) T_0.$$

Les coefficients recherchés sont donc :

$$C_{2,0} = q - p$$

$$C_{2,p} = -q$$

$$C_{2,q} = p.$$

On peut vérifier que

$$\sum_i C_{1,i} = \sum_i C_{2,i} = \sum_i C_{1,i} C_{2,i} = 0.$$

2. La variable indépendante est appliquée à trois niveaux inégalement espacés ; les totaux sont observés sur des nombres différents, r_i , d'unités expérimentales.

Reprenant les mêmes notations que celles employées dans la section IV.1, on calcule les coefficients orthogonaux nécessaires au test de la réponse linéaire. On utilise la méthode générale ; on établit donc le tableau suivant :

X_i	r_i	$C_{1,i} = X_i + c_{1,0}$	$r_i C_{1,i}$
0	r_0	$c_{1,0}$	$r_0 c_{1,0}$
p	r_p	$p + c_{1,0}$	$r_p (p + c_{1,0})$
q	r_q	$q + c_{1,0}$	$r_q (q + c_{1,0})$

Il faut

$$\sum_i r_i C_{1,i} = 0.$$

Cette condition étant satisfaite, il vient :

$$c_{1,0} = - \frac{pr_p + qr_q}{\sum_i r_i} \quad i = 0, p, q.$$

D'où, éliminant le dénominateur commun $\sum_i r_i$,

$$C_{1,0} = - pr_p - qr_q$$

$$C_{1,p} = pr_0 + (p - q) r_q$$

$$C_{1,q} = qr_0 + (q - p) r_p.$$

On obtient ensuite les coefficients nécessaires au test de la réponse quadratique en opérant de la même façon que dans la Section IV.1. Cependant, on ne peut comparer les totaux T_i tels quels, puisqu'ils sont observés sur des nombres différents, r_i , d'unités expérimentales. Afin de les rendre utilisables pour la méthode de la différence des coefficients angulaires, on affecte respectivement T_0 , T_p et T_q des facteurs $r_p r_q$, $r_0 r_q$ et $r_0 r_p$. On a ainsi :

$$Q = \frac{r_0 r_p T_q - r_0 r_q T_p}{q - p} - \frac{r_0 r_q T_p - r_p r_q T_0}{p}.$$

De là,

$$Q' = r_0 r_p p T_q - r_0 r_q q T_p + r_p r_q (q - p) T_0.$$

Les coefficients recherchés sont donc :

$$C_{2,0} = r_p r_q (q - p)$$

$$C_{2,p} = - r_0 r_q q$$

$$C_{2,q} = r_0 r_p p,$$

et l'on peut vérifier que

$$\sum_i r_i C_{1,i} = \sum_i r_i C_{2,i} = \sum_i r_i C_{1,i} C_{2,i} = 0.$$

En ce qui concerne l'emploi pratique des coefficients orthogonaux pour le calcul des sommes de carrés, le lecteur pourra facilement se documenter dans l'un ou l'autre livre traitant de statistique appliquée.

Reçu pour publication en avril 1966.

SUMMARY

VARIANCE ANALYSIS

A GENERAL METHOD FOR COMPUTING THE ORTHOGONAL COEFFICIENTS NECESSARY FOR PARTITIONING A SUM OF SQUARES INTO ITS POLYNOMIAL REGRESSION COMPONENTS

The author presents a general method for computing the orthogonal coefficients necessary for partitioning a total Treatments sum of squares into its polynomial regression components. Special attention is given to the cases for which only three levels of the independent variable are involved.

RÉFÉRENCE BIBLIOGRAPHIQUE

FISHER, R. A., YATES, F., 1957. *Statistical tables for biological, agricultural and medical research*. Oliver and Boyd, Ltd, Edinburgh.

LITTÉRATURE CONSEILLÉE

COCHRAN, W. G., COX, G. M., 1957. *Experimental designs*. John Wiley and Sons, Inc., New York.
 GRANDAGE, A., 1958. Orthogonal coefficients for unequal intervals. *Biometrics*, **14**, 287-289.
 LI, C. C., 1959. Numbers from experiments. A basic analysis of variation. *The Boxwood Press*, Pittsburgh 13.

NOTE TECHNIQUE

**ESSAIS DE BOUTURAGE HERBACÉ
DE LA VARIÉTÉ WILLIAMS
(PYRUS COMMUNIS L.)**

B. THIBAUT et L. HERMANN

Station de Recherches d'Arboriculture fruitière, 49 - Angers

SOMMAIRE

Des essais de bouturage herbacé de *Williams* ont été entrepris avec des moyens matériels réduits. Ils ont porté sur la nature du substrat, l'utilisation de deux hormones avec des méthodes d'application et des doses différentes, ainsi que sur le type de boutures.

Les résultats ont montré que les effets dus aux substrats ainsi que ceux dus à la nature de l'hormone ne présentaient pas de différences importantes ; les applications par poudrage ont donné les meilleurs résultats, tant pour le nombre de boutures racinées que pour le nombre et le poids des racines. De même les boutures de tête dont l'œil terminal a été supprimé ont donné les meilleurs enracinements.

INTRODUCTION

a) Objectifs

Les méthodes de multiplication par bouturage ont connu un nouvel élan avec l'utilisation, d'une part des hormones de croissance et, d'autre part, de la brumisation. Cependant, pour quelques espèces, la multiplication traditionnelle par greffage conserve encore la priorité. Il en est ainsi de la plupart des espèces fruitières dont le Poirier.

En entreprenant ces essais de bouturage notre premier objectif était d'obtenir des racines afin de permettre certaines mesures de laboratoire telles que :

- La capacité de saturation en ions calcium.
- Le pouvoir réducteur des racines.
- Le taux respiratoire des racines.
- Les comptages chromosomiques sur pointes de racines.

L'obtention de plants racinés permettait, par ailleurs, d'apporter une contribution à d'autres travaux de recherche :

- Étude de la vigueur propre des variétés de Poirier.
- Exploration de la couche interne (L. III) des différentes variétés. On sait en effet que les racines se forment à partir de la couche interne. Le fait de bouturer par la suite de telles racines afin qu'elles redonnent une tige conduit à l'obtention de plantes constituées entièrement des tissus profonds de la plante d'origine. Cette technique permet de :

- préciser la localisation histologique des mutations déjà connues ;
- obtenir des mutants homogènes ;
- découvrir des mutations internes non apparentes.

A ces objectifs s'en ajoutèrent d'autres plus agronomiques dont la poursuite est liée à l'obtention de plants racinés capables de vivre en verger. (Ce dernier point n'est pas développé dans le présent travail) :

- Obtention d'une gamme nouvelle de vigueur, soit en cultivant les variétés directement sur leurs racines, soit en utilisant comme porte-greffes certaines variétés se bouturant facilement.
- Multiplication végétative de semis de *Pyrus communis* destinés à être éprouvés comme porte-greffes.
- Obtention d'une meilleure résistance en terrain calcaire. Ce point revêt un intérêt particulier pour les zones de production en milieu calcaire et très chaud. L'affranchissement, que l'on recherche habituellement dans les terrains chlorosants, se produit en effet difficilement sous climat chaud ainsi que le rapporte le P^r SAMISH en Israël.
- Multiplication de plants sans virus. Le greffage de plants non virosés sur des porte-greffes de semis n'apporte plus la même sécurité depuis que l'on sait que certains virus (Vein Yellow et peut-être Blister Canker) se transmettent par la graine.
- Réalisation de nouvelles combinaisons porte-greffe/greffon, résistant mieux à certaines maladies : Pear decline, Feu bactérien (*Erwinia amylovora*).

b) Revue bibliographique

C'est ce dernier objectif qui a été à l'origine des travaux effectués depuis 1957 aux U.S.A. et en particulier en Californie. On avait remarqué depuis longtemps que des variétés telles que *Farmingdale* et *Old Home*, ou des semis tels que *Old Home 50* ou *P. 87*, présentaient une résistance satisfaisante au Feu bactérien et avaient une pousse vigoureuse leur permettant de former de bons intermédiaires.

Aussi la plupart des arbres des vergers d'étude de Poirier étaient composés de trois éléments : le système racinaire (Cognassier, franc de *Pyrus communis* ou franc de *Pyrus serotina*) ; la charpente, le plus souvent constituée de la variété *Old Home* et une variété commerciale surgreffée en tête. Or, dans une étude sur la résistance au Pear decline, GRIGGS et HARTMANN (1960) ont montré que les arbres les moins atteints étaient ceux où l'intermédiaire *Old Home* avait émis, au-dessus du point de greffe, des racines vigoureuses ; il y avait corrélation positive entre le nombre et la taille des racines de *Old Home* et la vigueur des arbres. Il était donc logique de constituer des arbres ayant les racines et les charpentières de *Old Home* greffés en tête avec la variété désirée.

Les premiers essais d'enracinement de boutures herbacées de *Old Home* avaient été entrepris dès 1956 (HARTMANN et HANSEN, 1957). Prélevées début juin et traitées à 6 000 ppm d'I.B.A. ⁽¹⁾ en trempage rapide, puis placées sous brouillard dans un mélange de Vermiculite + Perlite (50/50) 98 p. 100, des boutures racinèrent en six semaines. Par contre, en bouturage ligneux les mêmes auteurs, toujours avec *Old Home*, n'obtenaient en 1957 que 46 p. 100 d'enracinement (63 p. 100 avec *P. variolosa* et aucune racine avec *Farmingdale*) (HARTMANN et HANSEN, 1958).

Mais le bouturage sous brouillard demande des installations assez onéreuses et, en octobre 1961, après de nouveaux essais GRIGGS et autres (1961) indiquaient que le bouturage ligneux était la méthode la plus simple pour obtenir des scions racinés de *Old Home*. Ils obtenaient à partir de 100 boutures 53 scions de bonne qualité.

Des essais avec *Williams* étaient également entrepris. Leurs auteurs justifiaient ainsi cette recherche (HARTMANN, GRIGGS et HANSEN, 1960) : « Puisque les troubles dûs au Pear decline conduisent à une mauvaise soudure au point de greffe, cet accident sera évité en cultivant des arbres de *Williams* sur leurs propres racines. » Mais les boutures ligneuses de *Williams* s'enracinaient beaucoup plus difficilement que celles de *Old Home*. Ils n'obtinrent de racines que dans deux traitements seulement et encore à un très bas pourcentage (3 p. 100).

En mai 1961 (HARTMANN, GRIGGS et HANSEN, 1963), des boutures herbacées de *Williams* traitées par trempage rapide dans des solutions de 4 000 ppm d'IBA et placées sous brouillard racinèrent à 43 p. 100 mais aucune ne survécut. En 1962, l'importance de l'état physiologique de la bouture fut mis en évidence ; avec des lots de boutures prélevées sur des arbres en serre, le 16 mai, la même équipe de chercheurs obtint jusqu'à 80 p. 100 des boutures racinées (après un trempage dans une solution à 10 000 ppm d'IBA) alors qu'ils n'avaient que 33 p. 100 avec des boutures prélevées à la même date, sur des arbres en verger.

De la même façon RYAN et FROLICH (1962), toujours en Californie, prélèvent des boutures de *Williams* sur des arbres en serre le 27 mars, les traitent par un trempage rapide à 8 000 ou 20 000 ppm d'IBA et obtiennent 100 p. 100 d'enracinement. Prélevées le 8 mai ils n'obtenaient que 72 p. 100 et le 15 juin 85 p. 100. Par contre, avec *Beurré d'Anjou* moins de 15 p. 100 des boutures prélevées fin avril donnèrent des racines ; avec cette variété les meilleurs résultats furent obtenus quinze jours plus tard : 33 p. 100 des boutures de tête et 44 p. 100 des boutures subterminales ou de base racinèrent. Quelques essais avec les variétés *Magness*, *Moonglow* et *Dawn* donnèrent des résultats intermédiaires.

En 1963, J. FLOOR, aux Pays-Bas, utilisant la technique de RYAN et FROLICH essayait le bouturage des variétés *Williams* et *Old Home*, puis *Conference* et *Packham's Triumph*. Les résultats pour *Williams* varient de 56 à 74 p. 100 suivant la date de prélèvement et l'état physiologique de la bouture (prélevée sur arbre forcé en serre ou sur arbre en verger, en arrêt de végétation ou en croissance). Pour *Old Home* le pourcentage de boutures racinées varie de 15 à 65 p. 100. Pour *Packham's* et *Conference* : boutures de tête prises sur plantes forcées en serre : respectivement 31 p. 100 et 6 p. 100. Un essai composé de boutures de tête et boutures de base avec *Précoce de Trévoux* a donné 66 p. 100 pour les premières et 91 p. 100 pour les secondes. Les autres variétés ne firent l'objet que d'un seul prélèvement : boutures de têtes sur

(1) Acide indol-butyrique.

plantes en pleine pousse (13 juin). Le pourcentage des résultats, variable suivant les variétés, est assez encourageant :

<i>Bristol Cross</i>	89
<i>Beurré Clairgeau</i>	89,4
<i>Beurré Lebrun</i>	88
<i>Marguerite Marillat</i>	82
<i>Pina Americana</i>	76
<i>Evart</i>	70
<i>Émile d'Heyst</i>	47

Le but de ce travail était de rechercher un porte-greffe du Poirier conférant une croissance moyenne et n'ayant pas les inconvénients du Cognassier (sensibilité au gel, manque d'affinité, exigences quant au terrain).

c) Essais préliminaires

Des travaux préliminaires avaient été entrepris à la Station d'Angers à partir de 1960. Ces essais, qui avaient été menés sans dispositif expérimental précis, avaient apporté cependant quelques renseignements.

Ils avaient montré que les boutures de tête donnaient de meilleurs résultats que les boutures de type écusson et que des poudrages à 5 000 ppm d'IBA donnaient aussi un enracinement supérieur à celui obtenu par des trempages rapides (à 2 000 ppm) ou prolongés (à 125 ppm).

Ces essais nous avaient montré également des différences variétales importantes puisque le pourcentage de boutures racinées variait d'environ 70 p. 100 avec *Kieffer*, *Old Home*, *Alexandrine Douillard* et *Précoce de Trévoux* jusqu'à moins de 20 p. 100 avec *Épine du Mas*, *Passe-Crassane* et *Beurre d'Anjou*. La variété *Williams* avait entre 50 et 60 p. 100 de boutures racinées.

Notre but en 1964 était de vérifier, par un dispositif expérimental plus précis, les trois points suivants :

Influence du substrat.

Influence de l'hormone, de son mode d'application, de sa concentration.

Influence du type de bouture.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

a) Matériel de travail

Nos essais n'ont porté que sur la variété *Williams*. Ce choix était motivé par l'importance économique de cette variété, par les pourcentages d'enracinement déjà obtenus et par la présence à la Station d'arbres assez nombreux permettant un choix sévère des boutures.

Le matériel végétal dont nous disposions était formé d'arbres âgés de dix ans, greffés sur Cognassier, et entrés en production depuis environ cinq ans. Leur état sanitaire, du point de vue maladies à virus, semblait satisfaisant mais n'a pas fait l'objet d'indexage systématique.

Les boutures ont été prélevées fin mai c'est-à-dire 40 jours après la pleine floraison. Nous avons porté notre attention, dans le choix des boutures, sur l'importance de la surface foliaire en ne prélevant que des rameaux où les feuilles étaient absolument indemnes de déchirures ou de dégâts d'insectes ou de champignons.

Les serres où ces essais ont été réalisés sont très simples et à la portée de tout pépiniériste ou

horticulteur. Elles consistent en deux bâches de 1,20 m de large et de 8 m de long, recouvertes par des arceaux sur lesquels sont maintenus deux films superposés de polyéthylène distants entre eux de quelques centimètres. Le chauffage du sol est obtenu par des résistances électriques. L'ombrage est assuré par une ombrière en toile que l'on peut glisser sur trois fils de fer tendus au-dessus de la serre. Ce dispositif permet une circulation d'air entre la toile et le plastique (photos 1 et 2).

Le système de pulvérisation est composé de trois rampes en plastique : une située dans l'axe de chaque bâche à environ 1,20 m de hauteur, l'autre étant dans l'axe de la serre, au-dessus du passe-pied et située à 1,80 m de hauteur. Les gicleurs sont répartis tous les mètres sur chaque rampe. La durée des temps de pulvérisation et leur fréquence sont réglées par deux horloges électriques agissant sur une vanne électromagnétique. Les temps de vaporisation varient de 15 à 60 secondes ; les fréquences de 1 à 40 minutes.

Le réglage de la température, de la pulvérisation et de l'ombrage a permis, suivant les conditions extérieures, de respecter les extrêmes suivants : Température : 16 à 35° — Hygrométrie 70 à 85 p. 100, ceci en essayant de conserver une luminosité optimale. Il est apparu que les boutures supportaient plus facilement une température élevée, liée à une forte hygrométrie, qu'une température plus basse avec une hygrométrie inférieure à 70 p. 100 ; c'est pourquoi les possibilités d'aération de la serre n'ont pratiquement pas été utilisées.

Enfin, pendant toute la période d'enracinement, des traitements anticryptogamiques ont été effectués tous les trois jours. En effet en 1962 l'ensemble des essais bouturages avait été compromis par les attaques de *Botrytis*.

b) Description des essais

Le dispositif expérimental retenu a été le dispositif « Blocs de FISCHER ».

L'essai « Substrats » a été réalisé en caissettes contenant chacune 25 boutures, chaque caissette représentant une parcelle élémentaire. Il y avait quatre répétitions. Toutes les boutures ont reçu à la base un poudrage de NAA ⁽¹⁾ à 8 000 ppm sur environ 4 cm. Les substrats utilisés étaient à base de Tourbe pure ou mélangée avec du sable à diverses concentrations (75, 50, 25 p. 100) et à base de Vermiculite n° 2 pure ou mélangée avec du sable aux mêmes concentrations. Le sable pur servait de témoin.

Le tableau 1 donne pour chaque milieu la rétention en eau et le pH en début et en fin d'essai.

L'essai « Hormones » a été effectué en pleine bâche. La parcelle élémentaire était représentée par un rang de 25 boutures. Il y avait, là aussi, quatre répétitions. Deux hormones ont été employées : IBA et NAA et appliquées à la base des boutures sur environ 4 cm. Trois méthodes d'application ont été essayées : Poudrage, Trempage rapide (3 à 4 secondes) dans une solution à 50 p. 100 d'alcool, Trempage prolongé (18 heures), chaque méthode comportant deux doses soit : 10 000 et 8 000 ppm pour le poudrage ; 8 000 et 4 000 ppm pour le trempage rapide, 100 et 50 ppm pour le trempage prolongé. Avec le témoin ne recevant aucune application d'hormones nous avions donc treize traitements en comparaison. Le substrat d'enracinement pour cet essai était composé de Tourbe 25 p. 100 + Sable 75 p. 100.

Pour ces deux essais « Substrats » et « Hormones » seules des boutures de tête furent utilisées. Elles étaient de 12 cm de longueur environ, la section étant faite légèrement en biais au-dessous d'un œil ; elles présentaient en moyenne deux à trois feuilles bien développées en plus des petites feuilles d'extrémité.

L'essai « Types de boutures » a été réalisé en 1965. Le milieu d'enracinement était composé de 75 p. 100 de Tourbe + 25 p. 100 de Sable. Toutes les boutures étaient poudrées avec 10 000 ppm d'IBA. Quel que soit le type de bouture on ne prenait que du matériel herbacé en rejetant tout ce qui était trop lignifié. Les cinq types de boutures suivants furent utilisés (photo 3) :

1° Bouture de tête de 12 cm de long comme décrit plus haut.

2° Bouture de tête sans apex. Ces boutures ont été faites afin de vérifier l'importance de l'œil terminal ; seul le dernier centimètre de la pousse est enlevé.

3° Bouture subterminale. Ces boutures sont prélevées dans la partie terminale des pousses dont on a supprimé les deux ou trois entre-nœuds supérieurs. Elles sont donc pourvues de feuilles adultes mais encore très herbacées ; la section supérieure est faite juste au-dessus d'un œil ; la section inférieure, 12 à 15 cm plus bas, sous un œil.

4° Bouture de base prise sur des pousses assez longues. L'extrémité inférieure comprend l'empatement du rameau. La section supérieure est faite au-dessus d'un œil ; longueur totale 12 à 15 cm.

5° Bouture type écusson. Ce type de bouture est dérivé de la bouture écusson. Elle est constituée d'une section de rameau prise à peu près à égale distance de l'apex et de la base ; elle est semi-ligneuse et comprend un mérithalle complet avec, à la partie supérieure, un œil et la feuille et, à la partie inférieure, un œil. Une entaille longitudinale partant à l'opposé de l'œil supérieur aboutit en biseau sous l'œil inférieur (fig. 1).

⁽¹⁾ Acide naphthalène acétique.

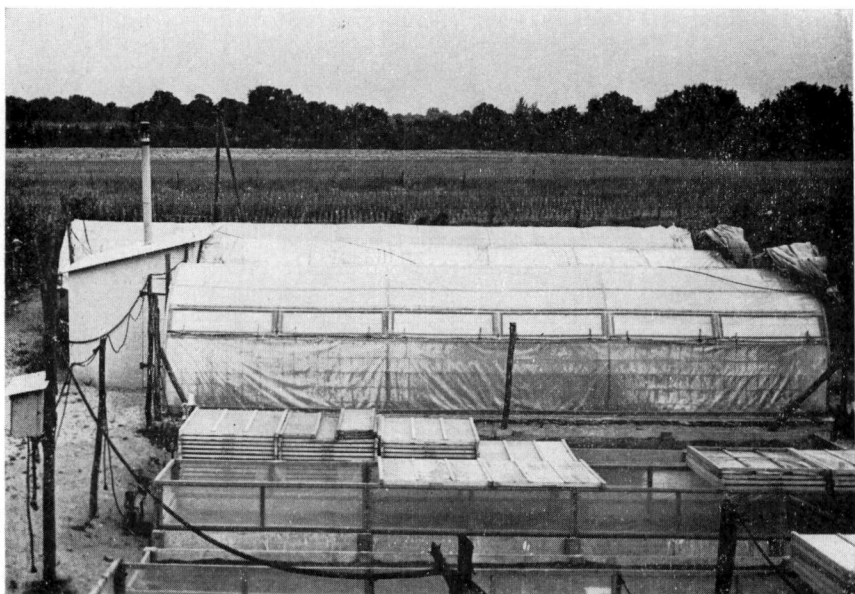


PHOTO 1. — *Vue de l'installation. — Extérieur*

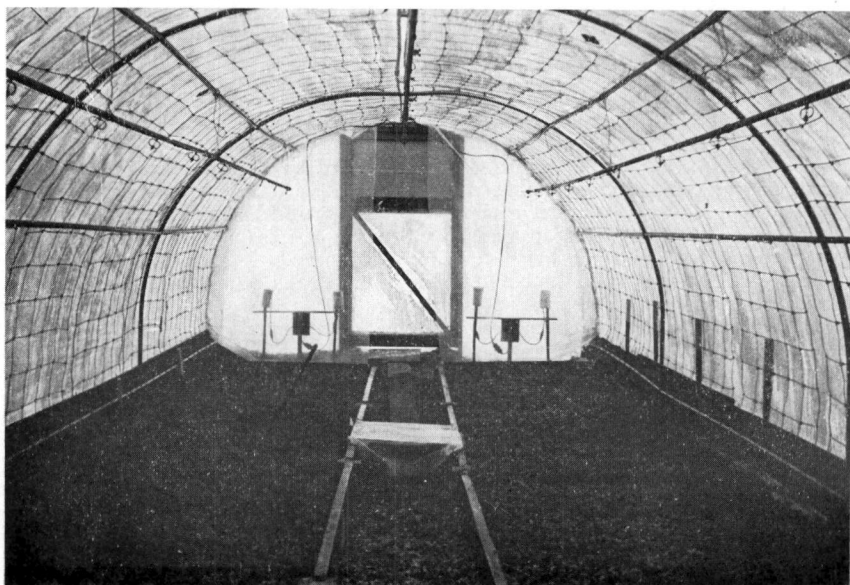


PHOTO 2. — *Vue de l'installation. — Intérieur d'une serre*

TABLEAU I

Caractéristique des différents substrats

	Capacité de rétention	pH avant plantation	pH à l'arrachage
Tourbe			
100	84,6	3,7	5,5
75 + Sable 25	49,5	4,2	6,0
50 + Sable 50	30,1	4,6	6,6
25 + Sable 75	16,7	5,1	7,3
Vermiculite			
100	78,0	9,1	7,9
75 + Sable 25	49,4	8,4	7,9
50 + Sable 50	27,9	8,0	7,7
25 + Sable 75	18,4	7,7	7,5
Sable			
100	5,7	7,5	7,5

PHOTO 3. — *Trois types de bouture*

A gauche : type écusson

Au centre : bouture de tête

A droite : bouture subterminale

Cet essai comprenait six répétitions. Chaque parcelle élémentaire était représentée par 25 boutures disposées dans une caissette. Un essai annexe comparait la bouture subterminale de *Williams* avec la bouture subterminale de la mutation rouge *Max Red Bartlett*.

c) Observations effectuées

Pour l'ensemble de ces essais quatre observations ont été effectuées :

Nombre de boutures racinées.

Nombre de racines par bouture.

Poids frais et poids sec des racines par parcelle élémentaire.

Un premier contrôle était effectué environ trente jours après la mise en place. Les boutures racinées étaient débarrassées de leurs racines ; celles-ci étaient comptées, puis lavées, pesées et enfin mises à l'étuve pour obtenir leur poids sec. Seules les boutures non racinées étaient remises en place. Un second passage effectué dix jours après permettait de dénombrer les boutures nouvellement racinées qui s'ajoutaient à celles du premier passage. Par contre, le nombre de racines par bouture ainsi que le poids de ces racines étaient notés mais ne pouvaient s'ajouter à ceux du premier passage puisque ce n'était plus le même nombre de boutures qui était en jeu. Quelquefois un troisième contrôle était entrepris une dizaine de jours après le second.

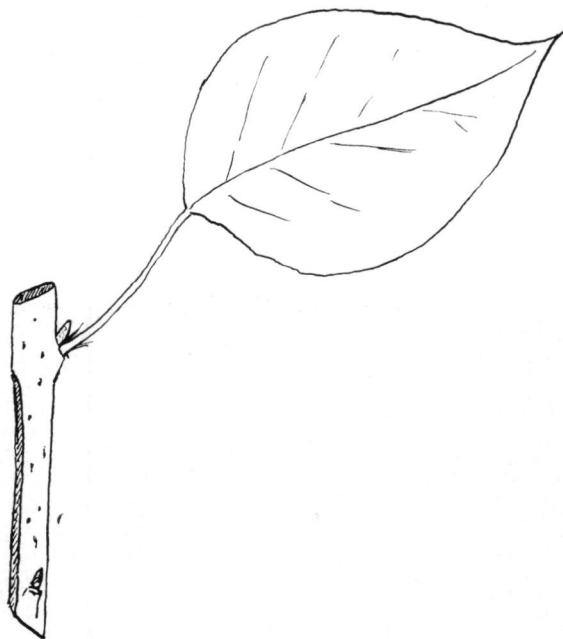


FIG. 1. — Bouture « type-écusson »

RÉSULTATS

L'interprétation des résultats a porté sur :

Le nombre de boutures racinées après les contrôles successifs.

Le nombre de racines par bouture racinée au premier contrôle.

Le poids sec des racines. En effet le poids sec s'est révélé être en très bonne corrélation avec le poids frais et cette dernière mesure n'a donc pas été prise en considération.

Dans le cas du nombre de boutures racinées, les variances spécifiques de chaque traitement ne sont pas significativement différentes, ce qui a été vérifié par le test de BARTLETT. Dans ces conditions, Il est possible d'effectuer l'analyse de variance directement sur les données arithmétiques, sans exécuter la transformation angulaire généralement appliquée aux pourcentages (BARTLETT, 1947 ; COCHRAN, 1950).

Pour l'analyse des deux autres variables (nombre de racines par bouture et poids sec), l'homogénéité des variances traitement a également été vérifiée avant toute interprétation ; la comparaison des moyennes par le test t n'a été entreprise qu'à l'intérieur des groupes de variabilité homogène.

a) Essai « Substrats »

Les boutures ont été mises en place le 3 juin. Les contrôles ont été effectués les 26 juin, 2 juillet et 9 juillet soit 23 jours, 30 jours et 37 jours après la mise en place (photo 4). Le tableau 2 donne les résultats obtenus.

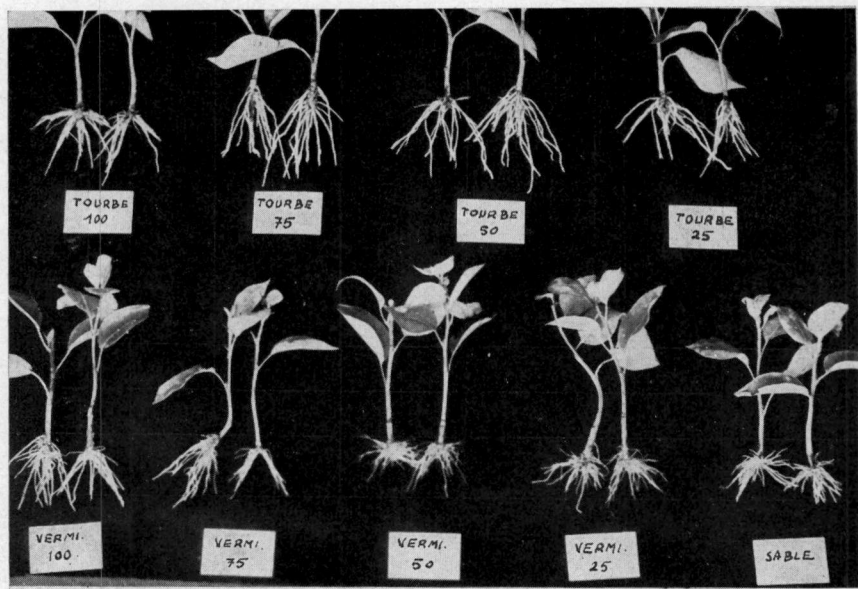


PHOTO 4. — Types d'enracinement dans les différents substrats

1° Nombre de boutures racinées.

On observe un effet traitement au premier contrôle, cependant aucun substrat n'est significativement différent de la moyenne de l'essai.

Lorsque l'on fait la somme des boutures racinées à la fin du second contrôle ou du troisième on n'observe plus aucun effet traitement. Le tableau 3 donne une idée du rythme d'enracinement et montre comment les substrats les moins bien placés au premier contrôle se regroupent assez étroitement avec les meilleurs en fin d'essai.

L'analyse factorielle des résultats obtenus dans les milieux à base de Tourbe et

de Vermiculite montre que seul l'effet « Nature du substrat » est significatif (tabl. 4).

On peut donc en déduire qu'indépendamment de la concentration le nombre de boutures racinées dans la Tourbe (18,25) est supérieur à celui enregistré dans la Vermiculite n° 2 (15,7).

TABLEAU 2

Essai substrats. — 1^{er} contrôle

(moyenne des 4 parcelles élémentaires de 25 boutures chacune)

Traitements (Test F table 2,35) (Seuil 5 %)	Nombre de boutures racinées	Nombre total de racines	Nombre de racines par bouture	Poids sec total des racines (en mg)	Poids sec par bouture racinée (en mg)	Poids moyen par racine (en mg)
Tourbe						
100	16,25	248,25	15,20	369,00	22,70	1,48
75 + Sable 25	20,00	393,50	19,60	516,12	25,80	1,31
50 + Sable 50	19,50	378,00	19,30	390,12	20,00	1,03
25 + Sable 75	17,25	347,25	20,10	357,25	20,70	1,02
Vermiculite						
100	17,00	245,25	14,40	335,62	19,70	1,36
75 + Sable 25	13,50	220,25	16,30	356,12	26,30	1,61
50 + Sable 50	16,00	217,50	13,50	308,50	19,20	1,42
25 + Sable 75	16,25	258,00	15,80	350,00	21,50	1,35
Sable						
100	14,50	196,25	13,50	280,87	19,30	1,43
Moyenne de l'essai ..	16,69	278,10				
F calculé.....	2,48	3,16		1,16		
P. p. d. s.	3,85	122,06				

Nota : Effet traitement pour le nombre de boutures racinées et le nombre total de racines.
Pas d'effet traitement pour le poids sec.

2° Nombre de racines.

L'analyse de la variance donne un effet traitement pour le nombre total de racines mais, là encore, aucun substrat n'est significativement différent de la moyenne de l'essai.

L'analyse factorielle des résultats obtenus dans les milieux à base de Tourbe et de Vermiculite montre que seul l'effet « Nature des Substrats » est significatif.

La Tourbe, dans laquelle on enregistre une moyenne de 342 racines (18,5 par bouture), est donc significativement supérieure à la Vermiculite où l'on n'a noté que 235 racines (soit 15 par bouture).

TABLEAU 3

*Nombre de boutures racinées aux trois contrôles
(moyenne des 4 répétitions)*

Dates (F table 2,35 Seuil 5 %)	26 Juin	2 Juillet	9 Juillet	Total	
				par parcelle	en p. 100
Tourbe					
100.....	16,25	4,25	2,75	23,25	93,00
75 + Sable 25	20,00	4,00	0,50	24,50	98,00
50 + Sable 50	19,50	4,50	0,75	24,75	99,00
25 + Sable 75	17,25	3,25	1,50	22,00	88,00
Vermiculite					
100.....	17,00	3,25	1,00	21,25	85,00
75 + Sable 25	13,50	5,25	2,50	21,25	85,00
50 + Sable 50	16,00	4,00	1,50	21,50	86,00
25 + Sable 75	16,25	4,25	2,75	23,75	95,00
Sable					
100.....	14,50	6,00	1,50	22,00	88,00
F. calculé	2,48	1,58	1,69		

Nota : Pas d'effet traitement aux 2^e et 3^e contrôles.

TABLEAU 4

Résultats obtenus dans les milieux à base de Tourbe et de Vermiculite

Analyse de la variance	Degrés de liberté	Variance	F calculé	F table (seuil 5 %)
Traitements.....	7	16,8	2,36	2,50
Nature du substrat (Tourbe ou Vermiculite)	1	52,0	7,32	4,32
Concentration (100, 75, 50, 25)	3	2,0	0,28	3,07
Interaction	3	20,0	2,99	3,07
Erreur	21	7,1		

On remarque qu'il y a une bonne relation entre le nombre de boutures racinées et le nombre de racines.

3° Poids sec des racines.

L'essai n'a pas permis de mettre en évidence des différences entre les substrats : l'effet traitement n'est pas significatif. On peut voir que le poids moyen d'une racine est plus important dans les milieux à base de Vermiculite (1,44 mg) que dans les milieux à base de Tourbe (1,19 mg). Ce fait est dû, non pas à la qualité moindre de la racine formée dans la Tourbe, qui, au contraire, était en général plus blanche, plus grosse et plus longue (photo 3) mais à la quantité importante de petites racines supplémentaires.

En conclusion on peut dire que cet essai n'a pas apporté de réponse définitive en faveur d'un substrat donné. Toutefois l'emploi du substrat « Tourbe 75 p. 100 + Sable 25 p. 100 » ou de celui « Tourbe 50 p. 100 + Sable 50 p. 100 » peut être à retenir.

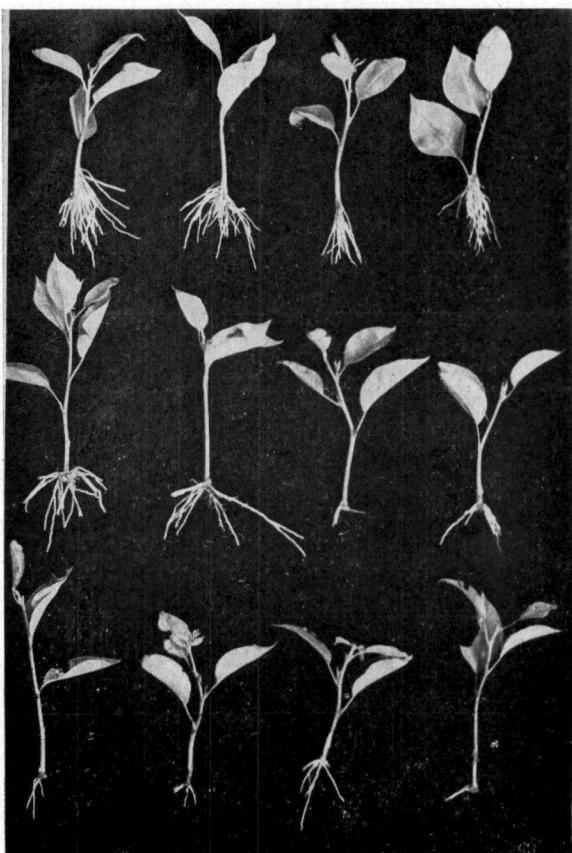


PHOTO 5. — Types d'enracinement. — Essai « Hormones » au 1^{er} contrôle.

De gauche à droite :

En haut : Poudrages : IBA 10 000, IBA 8 000, NAA 10 000, NAA 8 000
 Au centre : Trempages rapides : IBA 8 000, IBA 4 000, NAA 8 000, NAA 4 000
 En bas : Trempages prolongés : IBA 100, IBA 50, NAA 100, NAA 50

b) Essai « Hormones » (Nature et doses)

Les boutures ont été mises en place le 29 mai 1964. Les contrôles ont été effectués le 29 juin et le 8 juillet soit 31 et 40 jours après (photo 5). Les tableaux 5 et 6 donnent les différents résultats.

TABLEAU 5

Essai hormones. — 1^{er} contrôle

(moyenne des 4 parcelles élémentaires de 25 boutures chacune)

Traitements (F table à 0,05 = 2,09 F table à 0,01 = 2,84)	Nombre de boutures racinées	Nombre total de racines	Nombre de racines par bouture	Poids sec total des racines (en mg)	Poids sec par bouture racinée (en mg)	Poids moyen par racine
Poudrage						
IBA 10 000	22,50 +	736	32,7	1 157	51,42	1,57
IBA 8 000	21,75 +	521	23,9	805	37,04	1,54
NAA 10 000	19,00 +	461	24,2	673	35,43	1,46
NAA 8 000	22,25 +	623	27,9	1 269	57,03	2,03
Trempage rapide						
IBA 8 000	12,50	134	10,7	417	33,40	3,12
IBA 4 000	19,75 +	140	7,1	581	29,41	4,13
NAA 8 000	10,75	109	10,0	276	25,67	2,54
NAA 4 000	10,75	93	8,6	239	22,25	2,58
Trempage prolongé						
IBA 100	4,00 —	10	2,4	51	12,80	5,25
IBA 50	3,50 —	9	2,7	55	15,78	5,81
NAA 100	8,00 —	38	4,6	122	15,25	3,25
NAA 50	3,25 —	12	3,6	35	10,92	3,02
Moyenne de l'essai	13,16					
F calculé	39,52					
P. p. d. s. (seuil 0,05)	3,67					
Témoin	1,00	1,25	1,25	9,25	9,25	7,40

+ = significativement supérieur à la moyenne de l'essai.

— = significativement inférieur à la moyenne de l'essai.

Nota : Effet traitement pour le nombre de boutures racinées. Pour les autres variables, les variances de chaque traitement différent considérablement et ne permettent pas l'analyse de variance classique d'un essai-bloc.

1° Nombre de boutures racinées.

Les résultats du premier et du deuxième contrôle montrent qu'il y a un effet traitement très marqué. Les quatre poudrages et le trempage rapide IBA à 4 000 ppm sont significativement supérieurs à la moyenne de l'essai alors que les trempages

prolongés sont significativement inférieurs (à l'exception du NAA 100 ppm au 2^e contrôle).

TABLEAU 6

Nombre de boutures racinées
(moyenne des 4 répétitions)

Traitements (F table à 0,05 = 2,09 F table à 0,01 = 2,84)		29 juin	8 juillet	Total	
				par parcelle	en p. 100
Poudrage					
IBA	10 000	22,50 +	0,75	23,25 +	93,00
	8 000	21,75 +	0,75	22,50 +	90,00
NAA	10 000	19,00 +	2,25	21,25 +	85,00
	8 000	22,25 +	0,75	23,00 +	92,00
Trempe rapide					
IBA	8 000	12,50	4,00	16,50	66,00
	4 000	19,75 +	0,75	20,50 +	82,00
NAA	8 000	10,75	5,50	16,25	65,00
	4 000	10,75	4,25	15,00	60,00
Trempe prolongé					
IBA	100	4,00 —	2,50	6,50 —	26,00
	50	3,50 —	3,50	7,00 —	28,00
NAA	100	8,00 —	4,75	12,75	51,00
	50	3,25 —	4,75	7,50 —	30,00
Moyenne de l'essai		13,16		16,00	64,00
F calculé		39,52		28,99	
P. p. d. s.		3,67		3,88	

Nota : L'effet traitement se retrouve aux 1^{er} et 2^e contrôles.

Il était intéressant de savoir si l'effet était dû à la méthode d'application (Poudrage, Trempe rapide, Trempe prolongé) ou à la nature de l'hormone (IBA, NAA)

Le tableau 7 donne les résultats de l'analyse factorielle : méthodes d'application-hormones, après le contrôle du 8 juillet.

Il n'y a pas de différence significative entre les effets dus aux hormones employées ; par contre, les méthodes d'application apportent un effet très significatif. Les résultats moyens par parcelle élémentaire donnent :

Poudrages	22,5
Trempages rapides	17,0
Trempages prolongés	8,5
Moyenne générale	16,0
p.p.d.s.	2,6

Les poudrages et les trempages prolongés sont significativement différents de la moyenne générale de l'essai, et nous pouvons conclure qu'il n'y a pas eu d'effet de la nature de l'hormone sur le nombre de boutures racinées.

TABLEAU 7

Analyse factorielle des méthodes d'applications/hormones

Analyse de la variance	Degrés de liberté	Variance	F calculé	F table (seuil 5 %)
Traitements	5	676	51,6	2,90
Méthodes	2	1 609	122,8	3,68
Hormones	1	1		
Interaction	2	26	1,9	3,68
Erreur	15	13,1		

Le tableau 8 donne les chiffres exprimés en pourcentages par rapport au nombre total de boutures racinées en fin d'essai, soit 768 boutures pour les 12 traitements.

On voit que le rythme d'émission de racines est légèrement plus lent avec les boutures traitées au NAA qu'avec celles traitées à l'IBA et plus lent aussi avec les trempages qu'avec les poudrages.

TABLEAU 8

Pourcentages par rapport au nombre total de boutures racinées en fin d'essai

Traitement	IBA			NAA		
	P. 100 au 1 ^{er} contrôle	P. 100 au 2 ^e contrôle	Différence	P. 100 au 1 ^{er} contrôle	P. 100 au 2 ^e contrôle	Différence
Poudrages	23,03	23,81	0,78	21,47	22,03	1,56
Trempages rapides ..	16,79	19,26	2,47	11,18	16,27	5,09
Trempages prolongés.	3,90	7,02	3,12	5,85	10,54	4,69
Total	43,72	50,09	6,37	38,50	49,84	11,34

Après le deuxième contrôle les cinq premiers traitements ne présentent pas de différences significatives entre eux.

2^o Nombre de racines.

Les variances traitement calculées pour le nombre total de racines diffèrent trop pour autoriser la décomposition classique de la variance suivant la méthode des blocs.

Cependant, il existe une assez bonne corrélation ($r = + 0,80$) entre le nombre de boutures racinées et le logarithme du nombre de racines par bouture ; le coefficient

de régression est de 1,15. Il est donc inutile de procéder à une interprétation sur chacune des deux variables. Cependant on note que le traitement IBA trempage rapide 4 000 ppm se place en dehors de la droite : pour un nombre de racines à peine supérieur à ses trois homologues le nombre de boutures racinées était bien supérieur.

L'analyse que nous avons faite se rapporte uniquement aux poudrages puisque ce sont eux qui ont amené les meilleurs résultats. Les variances de ces quatre traitements ne sont pas significativement différentes. Le tableau 9 donne les résultats de l'analyse factorielle.

TABLEAU 9
Nombre de racines obtenues par poudrage. — Analyse des variances

Analyse de la variance	Degrés de liberté	Variance	F calculé	F table (0,05)
Traitements	3	58 221	5,89	3,86
Produits	1	30 102	3,05	5,12
Doses	1	2 809	0,28	5,12
Interaction	1	141 753	14,35	5,12
Erreur	9	9 880		
Moyenne de l'essai		585		
P. p. d. s. à 0,05		159		

L'effet traitement est dû uniquement à l'interaction « Produits-Doses » mais on ne peut montrer un effet des produits ni un effet des doses. Il est donc vraisemblable que les effets des produits et des doses expérimentés ne diffèrent pas significativement mais que pour l'un des produits on se trouve au-dessus de l'optimum de concentration et que pour l'autre on se trouve au-dessous.

Une comparaison (tabl. 10) a été faite en prenant chaque traitement deux à deux à l'aide du test F.

Le nombre moyen de racines par bouture n'amène aucune information supplémentaire puisque nous avons vu que le nombre de racines et le nombre de boutures racinées présentaient une bonne corrélation. De plus, les moyennes étant faites sur des nombres de boutures racinées très variables, il est difficile de les interpréter statistiquement. Il semble toutefois que les boutures traitées en poudrage avec 10 000 ppm d'IBA aient un nombre de racines par bouture (32,7) nettement supérieur aux trois autres poudrages (27,9 — 24,2 — 23,9).

3° Poids sec des racines.

La corrélation entre le logarithme du poids sec et le logarithme du nombre de boutures racinées est excellente. Le coefficient de régression est de 1,56 et le coefficient de corrélation de + 0,98.

Comme pour le nombre de racines nous n'avons interprété, pour les poids secs, que les résultats donnés par les poudrages. L'analyse factorielle montre un effet dû aux traitements mais aucun effet dû à l'hormone ou à la concentration. Une inter-

action importante « hormones-concentration » est notée. On peut donc tirer les mêmes conclusions que pour le nombre de racines.

TABLEAU IO

Nombre de racines
Comparaison des poudrages deux à deux

	NAA 8 000	IBA 8 000	NAA 10 000
IBA 10 000	=	≠	≠
NAA 8 000		=	≠
IBA 8 000			=

Le tableau II donne les résultats d'une comparaison deux à deux effectuée à l'aide du test F.

TABLEAU II

Poids sec des racines
Comparaison des poudrages deux à deux

	IBA 10 000	IBA 8 000	NAA 10 000
NAA 8 000	=	≠	≠
IBA 10 000		≠	≠
IBA 8 000			=

Le poids des racines par bouture varie de 45,71 mg pour les poudrages à 14,1 pour les trempages prolongés et 28,2 pour les trempages rapides. La comparaison

entre les deux hormones ne donne que peu de différence (45 pour l'IBA et 41,6 pour le NAA).

Les poids moyens par racine sont en faveur des trempages prolongés. Cependant il faut tenir compte du fait déjà remarqué dans l'essai « Substrats » : les boutures provenant des traitements qui ont amené le plus de racines sont garnies de très nombreuses jeunes racines qui réduisent évidemment le poids moyen.

Par contre, la comparaison entre les deux hormones montre que les racines induites par l'IBA (3,6 mg) sont plus lourdes que celles induites par le NAA (2,5 mg).

c) Essai « Types de boutures »

En 1965 un essai a été entrepris en utilisant comme variété la *Williams*. Il a été mis en place le 25 mai. Les comptages ont été faits le 22 juin soit 28 jours après. Il n'y a eu qu'un seul contrôle pour cet essai.

Le tableau 12 présente les résultats obtenus.

TABLEAU 12

Essai « Types de boutures »
Moyenne des 6 répétitions

Traitements (F table à 0,05 = 2,87) (F table à 0,01 = 4,43)	Nombre de boutures racinées	Nombre total de racines	Nombre de racines par bouture	Poids sec total des racines (en mg)	Poids sec par bouture racinée (en mg)	Poids moyen par racine
De tête avec apex ...	15,16 —	209	13,72	721	47,56	3,45
De tête sans apex ...	21,83 +	346 +	16,66	1 180 +	54,06	3,40
Subterminale	15,66	184	11,77	698	44,56	3,78
De base	14,00 —	109 —	7,80	326 —	23,30	2,98
Type-écusson	17,66	186	10,52	287 —	16,26	1,54
Moyenne de l'essai ...	16,86	207		642,70		
F calculé	7,18	9,21		15,27		
P. p. d. s.	1,63	84,01		186,22		

Nota : Effet traitement hautement significatif sur le nombre de boutures, le nombre de racines et sur le poids sec.

Pour les trois caractères observés les variances sont homogènes ce qui nous a permis de calculer la p.p.d.s.

1° Nombre de boutures racinées.

Le test F met en évidence un effet traitement et la p.p.d.s. est de 1,63. La moyenne générale de l'essai étant de 16,85 on peut conclure que les boutures terminales sans apex ont eu un comportement significativement supérieur et que les boutures terminales avec apex, ainsi que les boutures de base, ont eu un comportement significativement inférieur.

Afin de classer les différentes méthodes, nous avons effectué, à l'aide du test F, les comparaisons deux à deux (tabl. 13).

TABLEAU 13
Nombre de boutures racinées
Comparaison des traitements deux à deux

	Écusson	Subterminales	Avec apex	Bases
Sans apex	≠	≠	≠	≠
Écusson		=	=	≠
Subterminales			=	=
Avec apex				=

2° *Nombre de racines.*

L'effet traitement est significatif, la p.p.d.s. est de 84,01 et la moyenne générale 207 ; les boutures de tête sans apex sont significativement supérieures et les boutures de base significativement inférieures à la moyenne.

Le tableau 14 donne les résultats des comparaisons deux à deux.

3° *Poids sec.*

L'effet traitement est hautement significatif. La p.p.d.s. est de 186,2 et la moyenne générale de l'essai de 642,7. On peut donc conclure que les boutures de tête sans apex sont significativement supérieures et que les boutures de base et les boutures-écussons sont significativement inférieures à la moyenne de l'essai.

Le tableau 15 donne les résultats des comparaisons deux à deux.

On remarque que pour le poids de racines par bouture ainsi que pour le poids moyen d'une racine, les boutures de type écusson donnent les résultats les plus faibles.

d) *Comparaison Max Red Bartlett-Williams*

Les extrémités de rameaux de *Max Red Bartlett* sont grêles, à entre-nœuds longs et les feuilles terminales ont une surface assez réduite. Il est donc difficile de trouver des boutures de tête en très bon état et cet essai n'a été entrepris que sur des boutures subterminales : les deux variétés avaient ainsi des surfaces foliaires à peu près équivalentes.

TABLEAU 14

Nombre de racines

Comparaison des traitements deux à deux

	Avec apex	Écusson	Subterminales	Bases
Sans apex	≠	≠	≠	≠
Avec apex		=	=	≠
Écusson			=	=
Subterminales				=

TABLEAU 15

Poids sec des racines

Comparaison des traitements deux à deux

	Avec apex	Subterminales	Bases	Écusson
Sans apex	≠	≠	≠	≠
Avec apex		=	≠	≠
Subterminales			≠	≠
Bases				=

Les résultats résumés dans le tableau 16 montrent que, pour les trois critères retenus, la *Max Red Bartlett* s'est montrée supérieure à la *Williams*.

TABLEAU 16
Comparaison Williams/Max Red Bartlett

Traitement F table = 6,61 à 0,05)	Nombre de boutures racinées	Nombre total de racines	Nombre de racines par bouture	Poids sec total des racines (en mg)	Poids sec par bouture racinée (en mg)	Poids moyen par racine
<i>Williams</i>	15,66	184	11,77	698	44,56	3,78
<i>Max Red Bartlett</i> ...	20,16	367	18,19	4 223	60,67	3,33
F.....	7,22	7,05		7,05		

Il est difficile de déterminer le facteur qui est responsable de la différence des résultats. Il ne semble pas que l'on puisse penser à la formation intrinsèque des racines puisque celles-ci viennent généralement de la L III et que cette couche est supposée génétiquement verte dans la *Max Red Bartlett* donc semblable en tous points à des tissus de *Williams* ; cependant c'est pour vérifier cette hypothèse que nous allons bouturer des racines provenant de ces essais : si la L III est mutée nous devons obtenir à nouveau des plantes semblables à *Max Red Bartlett* et ceci peut expliquer les différences d'enracinement. Si au contraire la L III n'est pas mutée ces différences ne s'expliquent que par un métabolisme différent des feuilles ou par une plus grande facilité pour les racines à traverser les tissus péricycliques. On peut aussi penser à l'état physiologique des boutures car chaque variété provenait d'un verger différent.

DISCUSSION ET CONCLUSION

a) Essai « Substrats »

Ces différents essais ont mis en évidence la valeur relative de plusieurs substrats à base de tourbe, vermiculite et sable. Un éventail plus ouvert de valeurs concernant la capacité de rétention en eau, le pH, la capacité calorifique sans parler de la valeur nutritive du milieu aurait pu être essayé. Cependant, parmi les neuf substrats que nous avons utilisés le mélange tourbe 75 p. 100 + sable 25 p. 100 semble être le meilleur. La supériorité générale de la tourbe est peut-être due à la faible valeur du pH qu'elle confère au milieu ou tout simplement à son origine organique alors que les milieux à base de vermiculite étaient pratiquement stériles.

Un fait serait intéressant à préciser : c'est la variation de pH des substrats entre le début et la fin de l'essai. On remarque en effet que les milieux à base de tourbe ont perdu de leur acidité pour tendre vers la neutralité ; de même les substrats à base de vermiculite qui avaient une réaction basique au départ tendent aussi vers la neutralité. Ces variations sont-elles dues au lessivage par l'eau (dont le pH était 6,65) ou à une action des racines sur le substrat qui l'environne ?

b) *Essai « Hormones »*

L'utilisation de l'IBA et du NAA n'a pas montré de différence globale importante entre ces deux hormones. Le prix moins élevé du NAA plaide en faveur de cette dernière.

Les résultats concernant la méthode d'application ont toujours été en faveur des poudrages, puis des trempages rapides dans des solutions concentrées ; les trempages prolongés n'ont donné que des résultats peu différents des témoins. Peut-être dans ce dernier cas les doses n'étaient-elles pas suffisantes. Nous avons toujours utilisé des boutures bien turgescentes. Dans le cas de trempage il serait peut être bon de laisser les boutures se faner légèrement avant l'application afin de favoriser l'absorption de la solution.

Nous avons remarqué une différence importante dans la position des racines suivant que les boutures avaient été poudrées ou trempées (photo 6). Dans les boutures traitées par poudrage les racines sortent sur les trois ou quatre centimètres de la base alors que pour celles traitées par trempage les racines ne sortent qu'à l'endroit où la coupe a été effectuée, à travers le cal de cicatrisation. Cette différence peut s'expliquer par le mode de pénétration de l'hormone qui, en solution, pénètre uniquement par la coupe des tissus alors qu'en poudre elle doit, progressivement, pénétrer par l'épiderme.

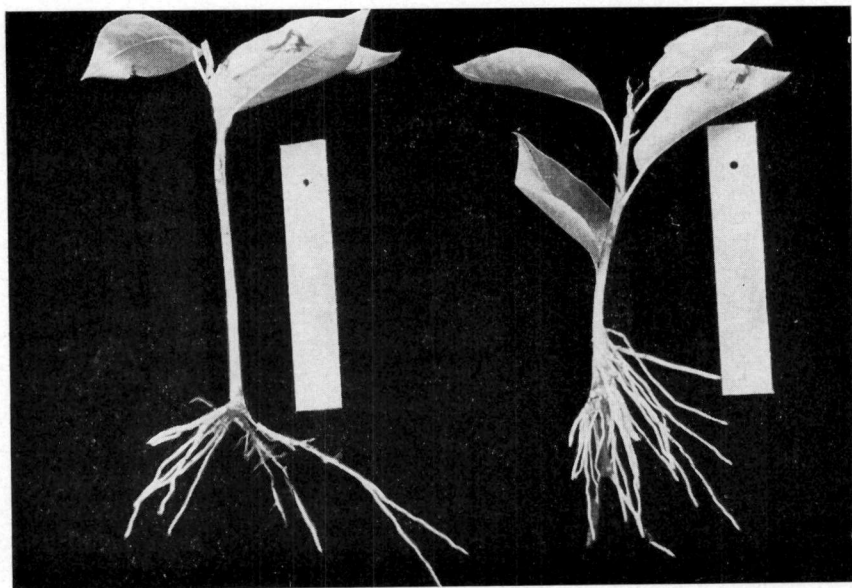


PHOTO 6. — *Types d'enracinement*

A gauche : Trempage
A droite : Poudrage

En ce qui concerne les concentrations, trois cas sont à considérer. Parmi les poudrages on ne note pas de différence entre les deux doses d'IBA ; par contre, il semble qu'avec le NAA la concentration de 8 000 ppm représente une dose optimum

que l'on n'a pas intérêt à dépasser. Parmi les trempages rapides nous avons déjà signalé le cas de l'IBA à 4 000 ppm qui a donné beaucoup plus de boutures racinées que la dose double ; là encore il semble qu'à 8 000 ppm on ait dépassé la concentration optimale. Par contre, parmi les trempages prolongés les plus fortes concentrations ont donné les meilleurs résultats (surtout pour le NAA) et ceux-ci seraient vraisemblablement améliorés en augmentant la concentration.

c) Essai « Types de boutures »

Les boutures terminales dont l'extrémité a été pincée à la mise en place se sont révélées les meilleures aussi bien pour le nombre de boutures racinées, le nombre de racines que le poids sec total ou par bouture. Au cours de nos essais préliminaires il nous avait semblé que l'allongement de l'œil terminal des boutures se faisait sur les réserves de celles-ci et concurrençait la formation des racines. L'ablation de l'œil terminal peut être remplacé par un traitement hormonal ou chimique qui bloquerait temporairement cette croissance. Quelques essais au C.C.C. ⁽¹⁾ semblent prometteurs à cet égard. Il restera à vérifier que l'application de ce produit ne ralentit pas également la croissance de la racine.

Les boutures de base viennent toujours au dernier rang. Elles présentaient apparemment la même surface foliaire que les boutures subterminales mais leur lignification était plus avancée.

Quant aux boutures « type-écusson » elles donnent de bons résultats en ce qui concerne le nombre de boutures racinées. Elles peuvent donc être employées chaque fois que l'on a un matériel nouveau à multiplier rapidement. Par contre, elles se classent moins bien en ce qui concerne le nombre de racines et surtout le poids : il semblerait que la surface foliaire et les réserves réduites de ce type de bouture ne lui permettent pas d'émettre des racines d'un poids moyen important, tout au moins dans les trente premiers jours de la mise en place.

En définitive la technique du bouturage du Poirier, au moins pour la variété *Williams*, est à la portée d'un bon praticien disposant de moyens matériels assez réduits. Pour les besoins de travaux de laboratoire, les techniques pour la « production de racines » sont suffisamment au point.

Les objectifs d'ordre agronomique supposent, pour être satisfaits, non seulement un enracinement des boutures mais encore un pourcentage important de survie à la transplantation. Diverses méthodes peuvent être employées dans ce but ; elles n'ont pas encore fait l'objet d'essais systématiques (photos 7 et 8) ; toutefois nous avons obtenu des résultats satisfaisants avec celles que nous avons utilisées :

Nombre de boutures racinées début juillet 1964	Nombre de boutures rempotées fin juillet 1964	Plants vivants au printemps 1965
—	—	—
321	305 (82 p. 100)	251 (78 p. 100)

Un essai comprenant des boutures de *Williams* et des scions provenant de l'écussonnage sur Cognassier et sur Franc va être mis en place l'hiver 65-66 afin de comparer la valeur agronomique de chaque combinaison.

⁽¹⁾ Chlorure de (2-chloroéthyl)-triméthylammonium.

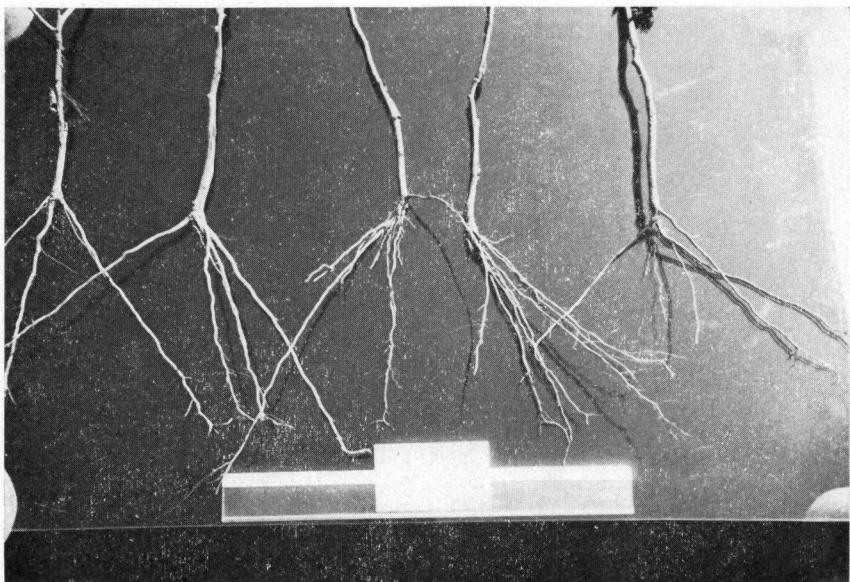


PHOTO 7. — *Boulures racinées (variété Leconte) 18 mois après le bouturage*

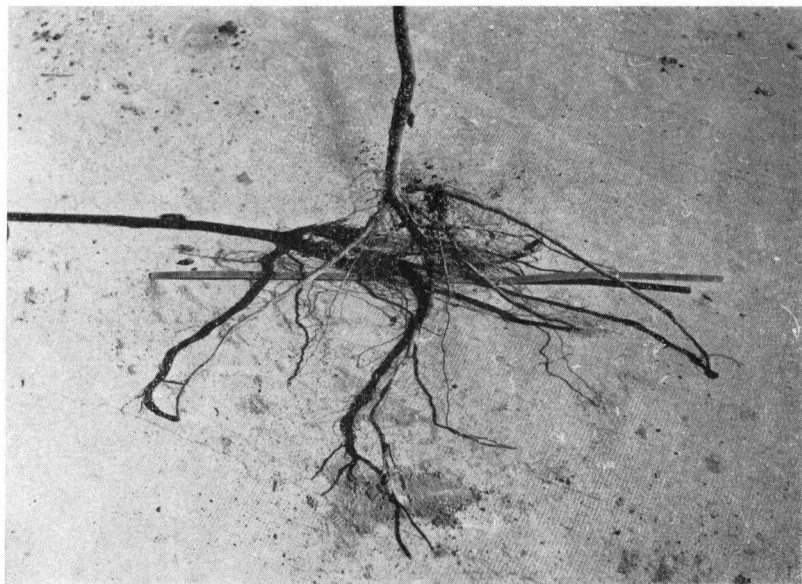


PHOTO 8. — *Enracinement d'une bouture de 3 ans de Williams*

Enfin des essais annexes ont révélé des différences variétales importantes dans la facilité d'enracinement. Des essais mettant en comparaison des boutures provenant de clones différents d'une même variété ont également révélé des différences de comportement. Nous avons pensé qu'un état sanitaire défectueux pouvait être à l'origine d'une rhizogenèse moins importante. Cet aspect sera précisé par une expérimentation ultérieure.

Reçu pour publication en mai 1966.

REMERCIEMENTS

Nous remercions M. C. Brian, assistant à la Station, pour son aide dans l'analyse statistique des résultats et M. J. Lemoine, technicien, pour les observations qu'il a effectuées.

SUMMARY

ROOTING OF « BARTLETT'S » « WILLIAMS » SOFTWOOD CUTTINGS

The primary aim of this work was to obtain roots from *Bartlett (Williams Bon Chrétien)* pear variety with which to carry out laboratory studies. A secondary aim, not concerned with the first stage of this work, was to grow varieties on their own roots and compare their behaviour with scions obtained from bud-grafting. Lastly, we wished to compare in plastic greenhouses some methods used before, with very different conditions and climates (especially in U.S.A.).

The control factors were :

1. Rooting medium : eight mixtures with peat moss ; Vermiculite n° 2 and sand.
2. Growth substance : naphthalene acetic acid (NAA) and indole butyric acid (IBA).
3. Method of application and concentration : powdering at 8 000 and 10 000 ppm (parts per million), quick dipping at 4 000 and 8 000 ppm in 50 p. 100 alcohol solution ; soaking at 50 and 100 ppm during 24 hours.
4. Sort of cuttings : 5 different sorts were used : top cuttings with and without terminal bud, subterminal, basal and leaf bud cuttings.

The different media gave about the same level of rooting capacity (85 to 99 p. 100). There was no significant difference between IBA (64,2 p. 100) and NAA (63,8 p. 100). On the contrary powdering was better than dipping or soaking, at least for the concentrations used. IBA 10 000 ppm and NAA 8 000 ppm powders give the best results (92 and 93 p. 100). For the sort of cuttings, top cuttings without terminal bud are the best (87 p. 100).

A complementary trial using subterminal cuttings of *Williams* and *Max Red Bartlett* showed that the red mutation had a better rooting capacity but the origin of cuttings was not the same.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BARTLETT M. S., 1947. The use of transformations. *Biometrics*, **3**, n° 1, p. 39-52.
- COCHRAN W. G., COX G. M., 1950. *Experimental Designs*. J. Wiley and Sons, New York.
- FLOOR J., 1963. Vermeerdering van pererassen door stekken (Multiplication de variétés de Poirier par bouture). *Meded. Dir. Tuinb.*, **26** (11), 687-691.
- GRIGGS W. H., HARTMANN H. T., 1960. Old Home pear trees show resistance to decline when on own roots. *California Agric.*, **14** (10), 8-10.

- GRIGGS W. H. et al., 1961. *Old Home* pear is proving valuable as a rootstock in combating pear decline and fire blight. *California Agric.*, **15** (10), 11-13.
- HARTMANN H. T., HANSEN C. J., 1957. Tree fruit cuttings propagated. *California Agric.*, **11** (7), 3-4, 16.
- HARTMANN H. T., HANSEN C. J., 1958. Rooting pear, plum rootstocks. *California Agric.*, **12** (10), 4, 12, 14, 15.
- HARTMANN H. T., GRIGGS W. H., HANSEN C. J., 1960. *Old Home* pear rootstock propagated by hardwood cuttings. *California Agric.*, **14** (10), 9-10.
- HARTMANN H. T., GRIGGS W. H., HANSEN C. J., 1963. Propagation of own-rooted *Old Home* and *Bartlett* pears to produce trees resistant to pear decline. *Proc. Amer. Soc. Hort. Sci.*, **82**, 92-102.
- RYAN G. F., FROLICH E. F., 1962. Rootings of pear cuttings. *California Agric.*, **16** (4), 10-11.
-

NOTE TECHNIQUE

**LA CULTURE DE LA LUZERNE
EN CONDITIONS ARTIFICIELLES**

Y. DEMARLY et Marie-Thérèse CHESNEAUX

Station d'Amélioration des Plantes fourragères, 86 - Lusignan

Les très nombreux progrès réalisés depuis quelques années dans le domaine des cultures artificielles dites « sans sol » ou « hydroponiques » ont permis d'obtenir des résultats assez spectaculaires dans le domaine des cultures florales ou potagères. Ces techniques ont été adaptées après quelques modifications aux plantes fourragères : au cours des années 1964-1965, il a été réalisé à la Station fourragère de Lusignan une installation de culture sans-sol pour luzerne qui a donné des résultats extrêmement intéressants.

I. — INTÉRÊT DE LA PRODUCTION RAPIDE DE F_1 CHEZ LA LUZERNE

— La sélection de la luzerne est actuellement axée à Lusignan sur la production d'un grand nombre d'hybrides simples ou doubles réalisés par des croisements à la main.

— Les données acquises sur la génétique des tétraploïdes montrent qu'il est essentiel de connaître le sens de l'évolution du rendement au cours des multiplications et principalement au passage de la F_1 à la F_2 .

Nous avons donc recherché un dispositif technique donnant la possibilité de passer rapidement d'une génération à la suivante. Ceci permet une sélection précoce au niveau F_2 .

II. — IMPÉRATIFS AYANT ORIENTÉ CETTE EXPÉRIENCE

— Dans la méthode classiquement utilisée, les hybrides F_1 de luzerne sont obtenus en champ après une pollinisation à la main qui, dans les meilleures conditions, donne environ 1 000 graines (ceci résultant de la pollinisation de 150 à 200 fleurs qui demande une heure de travail). La maturation dans ces conditions naturelles permet une récolte dans la première quinzaine d'août.

Ces F_1 sont semées au printemps suivant et permettront de passer à la F_2 par isolement géographique. Les contraintes de cette méthode ne permettent d'obtenir qu'une cinquantaine d'hybrides chaque année, représentent une somme de travail pratique considérable et ne fournissent les graines F_2 qu'au bout d'un an dans les meilleurs cas. Il faut noter cependant la qualité et la quantité de la graine obtenue par cette méthode. L'utilisation de la culture sans-sol permettait, avec un minimum de place, d'espérer des descendance en nombre bien plus élevé. Mais il était important de réaliser des conditions de culture entièrement artificielles de façon à maîtriser totalement la production de fleurs, la pollinisation, la maturation des graines quelle que soit la saison.

III. — MATÉRIEL ET TECHNIQUES

1. Équipement

Les cultures sans-sol furent installées en serre, dans des bacs de fibro-ciment de 1,45 m $\times$ 0,85 $\times$ 0,20 remplis à partir du bas en lits successifs de cailloux, gravier, sable grossier et sable fin de façon à permettre l'alimentation des plantes par sub-irrigation. Un réservoir de 1/8 m³ muni d'une pompe permet la montée d'une solution nutritive deux fois par jour, avec trop plein, contrôle automatique de niveau et retour dans le réservoir par gravité après drainage à travers le sable (voir fig. 1). La solution utilisée, renouvelée tous les 21 jours a la composition suivante :

Pour 500 litres d'eau :

	Grammes
Chlorure de potasse	100
Superphosphate	100
Nitrate de calcium	20
Magnésie	5
Acide borique	1
Sulfate de cuivre	0,5
Sulfate de zinc	0,5
Sulfate de fer (ferreux)	3
Sulfate de manganèse	0,5
Sulfate de magnésium	5

La source de lumière est constituée pour chaque bac par des cadres lumineux équipés d'une part de 12 tubes fluorescents de 40 W, d'autre part de 43 ampoules de 15 W type A S 4 à incandescence prévues pour 60 V mais sous-voltées à 25. Cet ensemble donne au total 15 000 lux commandés automatiquement selon la longueur du jour, de façon à placer les plantes en jour continu (voir fig. 2). La température de la serre est enregistrée mais non dirigée de façon rigoureuse, elle a varié entre 20 et 30°.

Cet ensemble est complété par un équipement pour le bouturage ultérieur installé dans une autre partie de la serre. Il comporte une simple rampe équipée de jets à très faible débit permettant la pulvérisation permanente d'un brouillard très fin ⁽¹⁾.

2. Production de fleurs

Les plantules de luzerne sont mises en place dans des bacs à culture sans-sol après une pré-germination en boîte de Petri. Le repiquage a lieu lorsque la radicule atteint 0,5 cm environ. L'espacement entre lignes est de 6 à 10 cm et de 5 cm environ sur la ligne. La plantule croît extrêmement vite et le tuteurage est nécessaire au bout de peu de temps.

Les inflorescences apparaissent très rapidement, 20 jours dans un cas exceptionnel, 25 à 30 jour normalement.

(1) Le nom des maisons spécialisées ayant fourni le matériel utilisé sera communiqué sur demande.

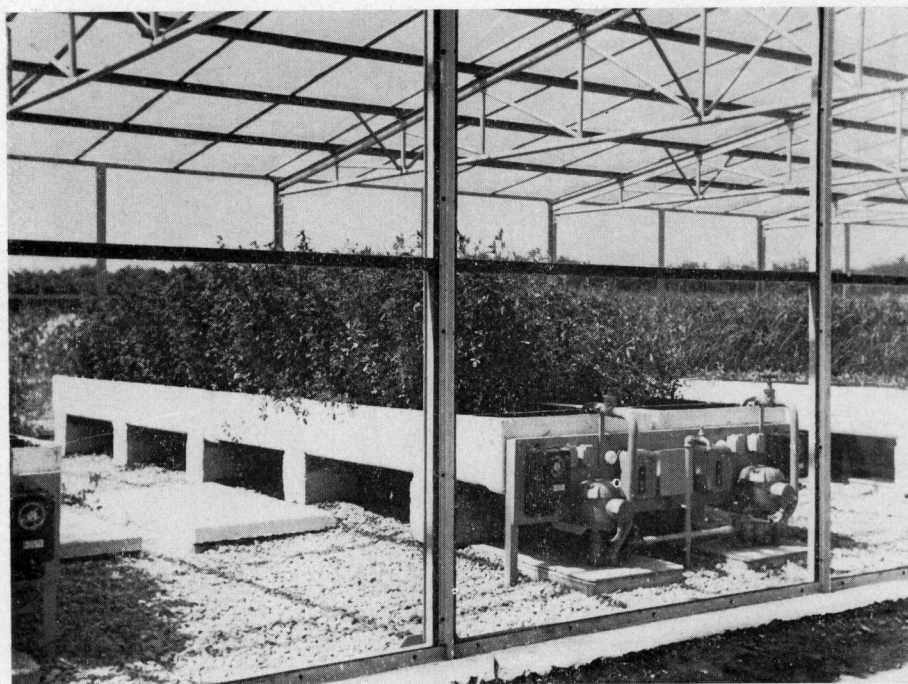


FIG. 1. — Dispositif général d'un bac de culture



FIG. 2. — Ensemble d'éclairage



FIG. 3. — *Boutures d'inflorescences*

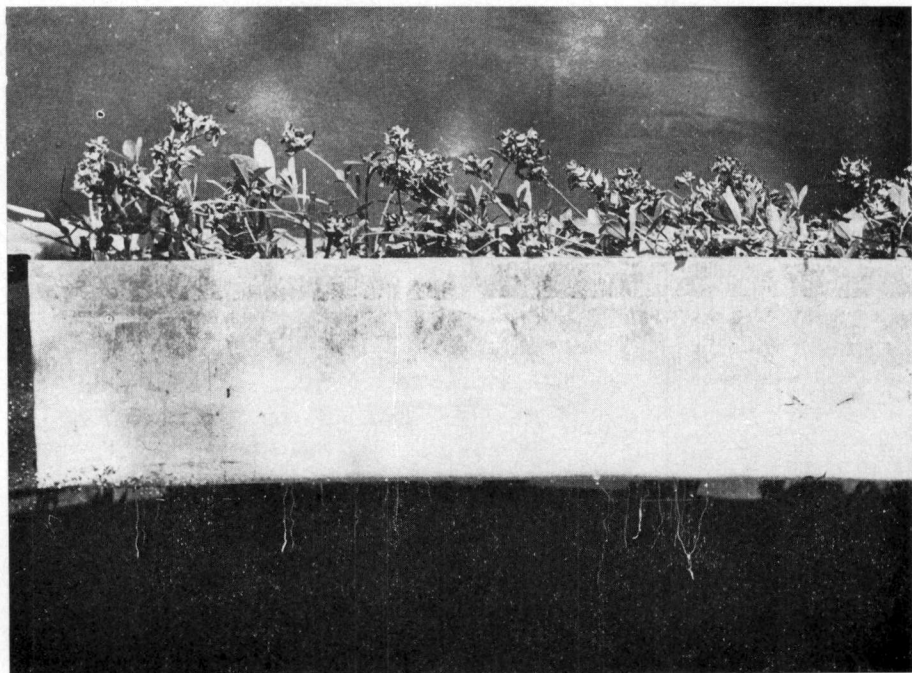


FIG. 4. — *Boutures au stade de la maturation*

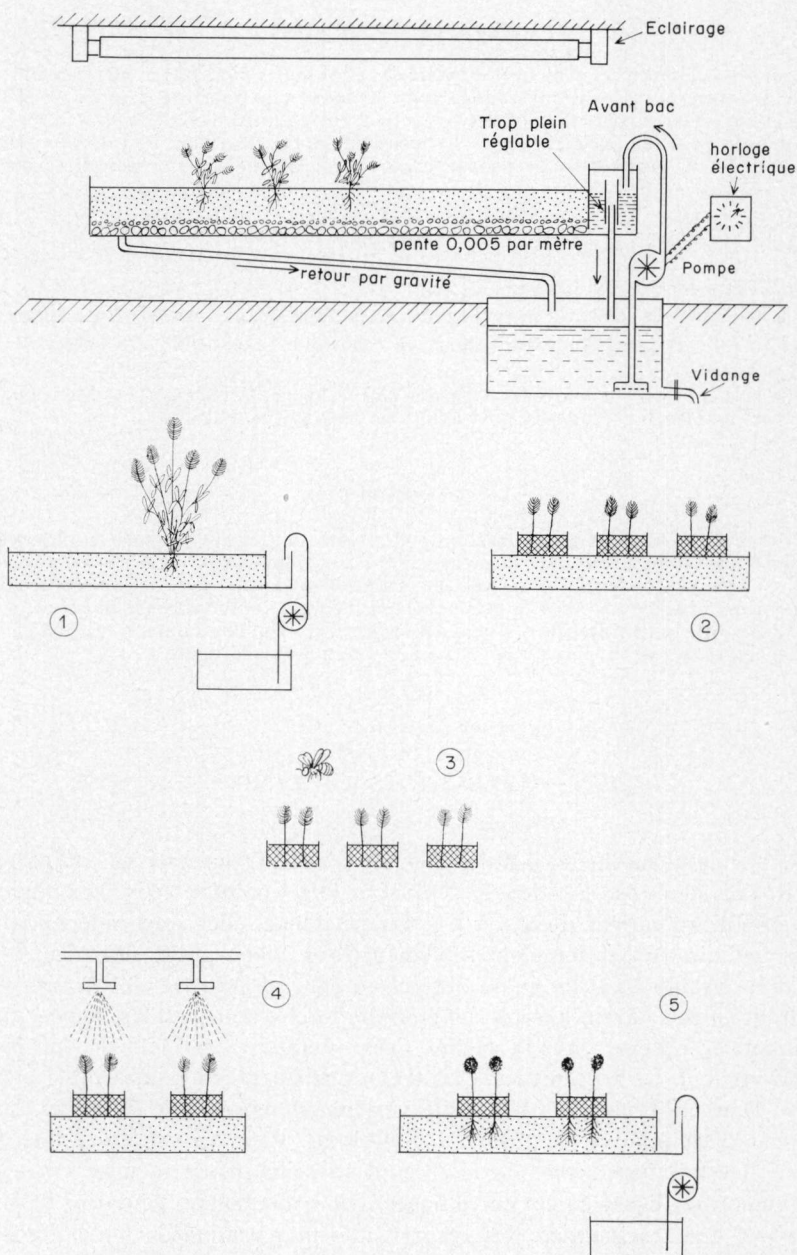


FIG. 5. — Schéma résumant l'obtention d'une génération de luzerne

- 1 Production rapide de fleurs
- 2 Inflorescences coupées et mises en petit bac
- 3 Pollinisation des petits bacs
- 4 Pulvérisation pour bouturage d'inflorescence
- 5 Maturation

3. Bouturage d'inflorescence

Lorsque les inflorescences sont bien développées elles sont coupées avec un petit fragment de la tige qui les porte (5 cm environ), comme pour un bouturage ordinaire (voir fig. 3). Elles sont ensuite plantées en sable contenu dans des petits bacs en tôle galvanisée de $0,85 \times 0,20 \times 0,15$ et dont le fond est constitué par du grillage Textiglass de mailles de 3 mm. Le sable des petits bacs est toujours maintenu saturé d'eau pendant le temps (de 0 à 24 heures) qui précédera la pollinisation.

4. Pollinisation

Elle peut être effectuée de plusieurs façons :

- a) à la main avec la pointe d'un crayon, en transportant le pollen d'une inflorescence à l'autre ;
- b) à l'aide d'insectes pollinisateurs élevés en cage (cette expérience fera l'objet d'une note spéciale) ;
- c) si la saison le permet, en isolant dans la nature les petits bacs portant les inflorescences, 24 heures sont amplement suffisantes pour avoir une pollinisation parfaite.

5. Maturation

Six à douze heures après la pollinisation pour assurer une bonne fécondation, les petits bacs sont placés sous la rampe à bouturage de manière à amorcer l'émission de racines pendant 5 à 10 jours puis sont replacés dans un bac à culture sans-sol et alimentés par sub-irrigation en solution nutritive suivant le même principe que pour la production des fleurs hormis l'éclairage qui n'est pas indispensable. Par contre la température doit rester assez élevée (25° minimum) si on veut hâter la maturation (voir fig. 4). L'ensemble de ces opérations est résumé dans la figure 5.

IV. — RÉSULTATS ET DISCUSSION

— Avec cette méthode, il a été possible d'obtenir successivement 128 descendance F_1 puis leurs 128 F_2 entre le 1^{er} mai et le 1^{er} octobre 1965. Les quantités de graines produites varient de 0,5 à 5 g par petit bac, elles sont indépendantes du mode de pollinisation et semblent seulement liées à la vigueur des plantes F_1 . La qualité de la graine est celle qu'on obtient en général en serre c'est-à-dire avec un pourcentage élevé de graines dures. Le poids de 1 000 graines est légèrement inférieur au poids moyen observé dans la nature. Cette qualité a une incidence sur les essais établis à partir de telles semences. La technique du micro-essai semble alors tout indiquée. Dans ce type d'essai, chaque variété est représentée dans une répétition par un très petit nombre de graines (10 environ). Pour lui conserver une certaine précision, il est indispensable de maintenir un espacement régulier entre chaque plante (10 cm par ligne, 20 cm entre lignes). Une très bonne régularité de levée est obtenue par une scarification des graines, une pré-germination en boîte de Petri et un repiquage après 48 heures dans des godets de tourbe comprimée (type Jiffy-Pots). La mise en place définitive a lieu environ trois semaines plus tard les plantes étant alors au stade trois feuilles trifoliées.

— Quelques remarques s'imposent avant de conclure.

- a) Les températures de serre peuvent difficilement rester constantes étant affectées par l'ensoleillement extérieur qui joue sur la vitesse de développement des

plantes et l'apparition des premières fleurs. Les sommes de température ne sont pas constantes d'une expérience à l'autre comme l'indique le relevé suivant :

Semis	Floraisons	Nombre de jours	Somme de température
—	—	—	—
9-11-64	2-12-64	25	678°
4- 1-65	3- 2-65	31	736°
2- 2-65	3- 3-65	31	831°

b) La pollinisation à la main donne d'excellents résultats à condition de respecter un véritable échange de pollen d'une fleur à l'autre et d'éviter l'autofécondation. Cette technique présente l'inconvénient d'être fort longue. L'intervention des insectes en cage n'est satisfaisante qu'en présence d'une véritable masse de fleurs, sinon se produisent des autofécondations et même une certaine coulure due à la quantité trop faible du pollen transporté.

c) Le bouturage d'inflorescence ne présente aucune difficulté, les racines passent très rapidement au travers du grillage des petits bacs et puisent ainsi l'alimentation nécessaire à la formation des graines.

d) La maturation reste assez lente, comparable à une maturation en champ. Il serait indispensable de rechercher les conditions permettant de raccourcir cette phase de façon à utiliser mieux encore la technique de la culture en conditions artificielles.

V. — CONCLUSIONS

Les techniques décrites ci-dessus présentent deux avantages pratiques :

1°) Une diminution très notable des durées de génération ; de juin 1964 à juin 1965 on a réalisé 5 générations de luzerne.

2°) L'utilisation des boutures d'inflorescence sur petit bac permet des hybridations et des multiplications sans transplantation de plantes et lorsqu'on utilise des cages à insectes sans isolement géographique (en 1965 la production des 128 F₁ et 128 F₂ décrite dans l'expérience ci-dessus aurait nécessité pour son isolement géographique une superficie de 2 500 hectares environ).

Il est inutile de faire ressortir l'extension des possibilités de travail que donne un tel équipement pour lequel seule la partie éclairage (appareils et consommation) est d'un prix élevé. On peut fort bien envisager d'adapter ce système à la sélection de nombreuses autres plantes de grande culture après avoir étudié leurs exigences en alimentation, en rythme d'éclairage et les conditions de vernalisation liées à la température. (Ex. : alternance de jour et de nuit, augmentation de l'azote pour graminées fourragères.) On peut même concevoir d'appliquer ces méthodes dans d'autres domaines que ceux de la sélection proprement dite, chaque fois qu'une accélération de la culture ou un contrôle précis des conditions de milieu se montre nécessaire.

Reçu pour publication en mai 1966.

RECOMMANDATIONS AUX AUTEURS

Le manuscrit doit être dactylographié sur papier format 21 × 27, avec un double interligne, au recto seulement. Chaque page sera numérotée et des feuilles séparées seront utilisées pour les références bibliographiques, les tableaux, les légendes des figures et graphiques, etc.

Au début de chaque mémoire, on indiquera : — le titre du mémoire : il ne devra pas comporter d'abréviations ni de formules chimiques (sauf pour les isotopes) ; — le nom des auteurs, précédé des initiales du prénom pour les hommes, du prénom complet pour les femmes ; — le nom des techniciens ayant collaboré à l'étude relatée, précédé de la mention : avec la collaboration technique de... ; — le nom de l'établissement, dans lequel ont été effectuées les recherches et son adresse.

Les mémoires seront rédigés, autant que possible, d'après le plan ci-dessous :

a) *sommaire* : résumé suffisamment précis pour que sa lecture renseigne sur la nature du travail et son importance ; b) *introduction*, dans laquelle on indique l'objet des recherches entreprises en relation avec les travaux déjà effectués dans le domaine ; c) *techniques expérimentales et matériel utilisé*, en donnant, sous une forme concise, tous les détails nécessaires pour que le lecteur puisse répéter les expériences ; d) *résultats*, à présenter de la manière la plus brève possible ; e) *discussion et conclusion* ; f) *résumé* destiné à être traduit en anglais comportant une analyse complète de l'article ; g) *remerciements* pour les collaborations, les fonds, les dons... ; h) *références bibliographiques*.

Les travaux originaux en anglais doivent présenter la même composition que les mémoires rédigés en français, mais ils comportent obligatoirement un résumé français très complet placé en tête de l'article. Les figures graphiques, tableaux et photographies seront sous-titrés en français.

Pour les autres documents (notes, mises au point, revues, rapports, etc.) l'auteur devra suivre un plan logique et le mettre en évidence par une titration appropriée.

Les références bibliographiques doivent être citées dans le texte de la manière suivante : (DUPONT et DUVAL, 1954). Lorsque la référence comporte plus de trois auteurs, seul le premier auteur sera mentionné, suivi de : et al. A la fin de l'article, les références constituant la bibliographie doivent être citées par ordre alphabétique des noms d'auteurs, et par ordre de dates pour un même auteur.

Pour les articles : le (s) nom (s) de (s) auteur (s) suivi (s) des initiales du (des) prénom (s) ; la date du parution de l'article ; le titre de l'article (dans la langue originale pour l'allemand, l'anglais, l'italien, l'espagnol et en français dans tous les autres cas, avec indication entre parenthèses de la langue d'origine, sauf si l'auteur étranger a sous-titré dans l'une des quatre langues mentionnées) ; le titre du périodique en abrégé, selon la World List of Scientific Periodicals, ou le Bulletin Signalétique du C. N. R. S. ; le volume ; la première et la dernière page de l'article.

Pour les ouvrages : le nom de l'auteur avec les initiales du prénom ; la date de l'édition ; le titre complet de l'ouvrage dans la langue originale, sans abréviations (pour les langues utilisant des alphabets autres que l'alphabet latin, la traduction du titre sera donnée entre parenthèses, avec mention de la langue d'origine) ; le volume ; la première et la dernière page du paragraphe se rapportant aux résultats discutés, et si l'on cite l'ouvrage en entier, le nombre de volumes et le nombre total de pages ; le numéro de l'édition s'il y en a plusieurs ; le nom de l'éditeur ; le lieu de l'édition. Si l'ouvrage est collectif, on indiquera en plus le nom de l'auteur du chapitre cité, le nom des rédacteurs principaux, précédé de la mention « in », le titre de l'ouvrage.

La mention de « communications personnelles » ou « données non publiées » etc. doit être faite entre parenthèses. Lorsque l'auteur a relevé une référence dans une revue d'« Abstracts », le mentionner à la fin de la référence, entre parenthèses.

Les tableaux, dessins, graphiques, cartes, photographies, doivent être fournis à part. Les tableaux et figures doivent faire l'objet de deux numérations distinctes, en chiffres arabes l'une et l'autre.

Les auteurs peuvent disposer leurs tableaux soit dans le sens de la largeur de la revue, soit dans le sens de la longueur. Dans le sens de la largeur, le total des signes et des espaces disponibles est de 100. Dans le sens de la longueur, il est de 155. Les tableaux en longueur, c'est-à-dire ceux pouvant disposer de 155 signes, ne seront admis que s'ils comprennent plus de 8 lignes de chiffres, de manière qu'une page entière de la revue ne soit pas occupée par un tableau très long et très étroit.

Les graphiques ne doivent pas faire double emploi avec les tableaux.

Les légendes et les énoncés des graphiques et dessins doivent être dactylographiés sur feuille séparée, et porter les numéros des figures.

Les graphiques, schémas, cartes, dessins d'appareils seront envoyés à l'état de projets, leur exécution définitive étant confiée au Bureau de Dessin de l'I. N. R. A. Seules deux réductions à l'impression sont admises : soit × 0,5 soit × 0,25.

Il est rappelé que le format utile des Annales est : 19 × 12,5 cm ; ces dimensions ne doivent pas être dépassées.

Photographies : Il est recommandé de fournir des épreuves bien contrastées sur papier blanc, et de préférence en format 9 × 12. Si les photographies doivent être associées pour constituer des planches, on adoptera les normes suivantes : 2 photos 9 × 12, 4 photos 9 × 5,5, 6 photos 5,5 × 5,5. Dans ce cas, chaque photo devra porter un numéro en chiffres arabes visible après clichage.

Les légendes des photographies doivent être dactylographiées sur feuilles séparées et porter les numéros des figures.

Correction des épreuves : les auteurs recevront deux épreuves à corriger. Les corrections « d'auteur » ne sont autorisées que sur le premier jeu d'épreuves.

Envoi du manuscrit : M. CHAMINADE, Centre national de Recherches agronomiques, Versailles (Seine-et-Oise) France. On demande deux exemplaires

AMÉLIORATION DES PLANTES.

INSTITUT NATIONAL DE LA RECHERCHE AGRONOMIQUE

149, rue de Grenelle, PARIS-VII^e. Tél. : INV. 41-09.

Directeur général : J. BUSTARRET

Inspecteurs généraux : G. DROUINEAU
R. FÉVRIER
P. MORNET

Rédaction des Annales

Pour l'ensemble des Séries : J. BUSTARRET

Agronomie. — S. HÉNIN, Chef du Département Agronomie.

H. GESLIN, Chef du Département Bioclimatologie.

Physiologie végétale. — Y. COÏC, Chef du Département Physiologie végétale.

Amélioration des Plantes. — R. MAYER, Chef du Département Génétique et Amélioration des Plantes.

Épiphyties. — H. DARPOUX, Chef du Département Pathologie végétale.

B. TROUVELOT, Chef du Département Zoologie agricole.

G. VIEL, Directeur du Laboratoire de Phytopharmacie.

Abeille. — J. LOUVEAUX, Directeur de la Station de Recherches sur l'Abeille et les Insectes sociaux.

Zootchnie. — A.-M. LEROY, Professeur honoraire à l'Institut national agronomique.

R. FÉVRIER, Inspecteur général de la Recherche agronomique.

R. PÉRO, Chef du Département Recherches sur l'Élevage.

J. POLY, Chef du Département Génétique animale.

Technologie agricole. — M. FLANZY, Chef du Département Technologie des Produits végétaux.

G. MOCQUOT, Chef du Département Technologie des Produits animaux.

Biologie animale, Biochimie, Biophysique. — A. FRANÇOIS, Chef du Département Recherches de Nutrition.

C. THIBAUT, Chef du Département Physiologie animale.

ADMINISTRATION ET SECRÉTARIAT DE LA RÉDACTION :

Service des Publications de l'I. N. R. A.,
route de Saint-Cyr, 78-VERSAILLES, Tél. : 950-75-22

TARIF DES ABONNEMENTS POUR 1966

	FRANCE	ÉTRANGER	LE N°
AGRONOMIE	75 F	81 F	15 F
AMÉLIORATION DES PLANTES	55 F	59 F	15 F
ÉPIPHYTIES	55 F	59 F	15 F
ZOOTCHNIE	55 F	59 F	15 F
TECHNOLOGIE	55 F	59 F	15 F
BIOLOGIE ANIMALE	55 F	59 F	15 F
PHYSIOLOGIE VÉGÉTALE	50 F	54 F	14 F
ABEILLE	40 F	44 F	12 F

Chaque demande de changement d'adresse doit être accompagnée de 1 F en timbres-poste.

Les demandes d'abonnements doivent être adressées au Service des Publications de l'Institut national de la Recherche agronomique, route de Saint-Cyr, 78-VERSAILLES.

Règlement : par chèque bancaire à l'ordre du Régisseur des Publications de l'I. N. R. A., par virement postal à son compte courant : 9064-43 Paris, sans mentionner d'adresse, ou par bons U.N.E.S.C.O.

Les demandes peuvent être souscrites également par l'intermédiaire des libraires dans les conditions habituelles. A Paris, bureau de vente, 11, rue Jean Nicot (7^e).

TABLE DES MATIÈRES

A. BERBIGIER. — Nouvelles données à propos de l'étude d'un croisement diallèle, chez l'Orge.	219
J. COURANJOU. — Divers types d'alternance observés chez <i>Prunus domestica</i>	233
M. ARNOUX. — Influence des facteurs du milieu sur l'expression de la sexualité du Chanvre monoïque (<i>Cannabis sativa</i> L.). III. — Note sur l'interaction entre le cycle photopériodique et la nutrition azotée	259
M.-A. DALEBROUX. — Analyse de la variance. Une méthode générale d'établissement des coefficients orthogonaux permettant la décomposition d'une somme de carrés en ses composantes de régressions polynomiales.	263
<i>Notes techniques.</i>	
B. THIBAUT, L. HERMANN. — Essais de bouturage herbacé de la variété <i>Williams</i> (<i>Pyrus communis</i> L.)	273
Y. DEMARLY, Marie-Thérèse CHESNEAUX. — La culture de la Luzerne en conditions artificielles	299

CONTENTS

A. BERBIGIER. — New data about diallel crossing in Barley	219
J. COURANJOU. — Various types of alternate bearing observed in <i>Prunus domestica</i>	233
M. ARNOUX. — Influence of environment on sexual expression in monoecious Hemp (<i>Cannabis sativa</i> L.) III. — Note on the effects of photoperiod and nitrogen supply	259
M.-A. DALEBROUX. — Variance analysis. A general method for computing the orthogonal coefficients necessary for partitioning a sum of squares into its polynomial regression components	263
<i>Technical notes.</i>	
B. THIBAUT, L. HERMANN. — Rooting of <i>Bartlett's Williams</i> softwood cuttings	273
Y. DEMARLY, Marie-Thérèse CHESNEAUX. — Growing Alfalfa in artificial conditions	299